Les conséquences sur l'emploi à long terme

Rapport final

Préparé pour :

Développement des ressources humaines Canada

Mai 1998

Rédigé par :

Paul Storer
Département d'économique
Western Washington University

Marc Van Audenrode
Département d'économique
Université Laval

SP-AH0048F-05-98
(also available in english)

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Anne Routhier et Ging Wong pour les commentaires judicieux qu'ils ont faits au cours de la préparation de cette étude. Anne Routhier a également fourni une aide précieuse avec les données utilisées pour cette étude.

Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de DRHC.

Préface

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressourches humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer la raison d'être du programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnées par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce processus, le Ministère a commandé cinq études afin d'évaluer la façon dont les Canadiens se sont adaptés à la réforme de l'assurance-chômage de 1994. Ces études ont été effectuées par des spécialistes du milieu universitaire. Chaque étude porte sur l'analyse d'un sujet précis.

Bob Wilson
Directeur général
Évaluation et exploitation des données

Ging Wong
Directeur
Évaluation stratégique et suivi du rendement

101-02472/

Table des matières

Sommaire ..... **i**

1. Introduction **1**

2. Théorie économique **5**

3. Méthode statistique employée pour analyser les données **7**

4. Comment relier les résultats statistiques aux questions de politiques publiques **11**

5. Aperçu des données utilisées **13**

6. Résultats statistiques :

A. Caractéristiques des échantillons 17
B. L'assurance-chômage et la probabilité de demeurer dans la population active 18
C. L'assurance-emploi et la probabilité de trouver un nouvel emploi 23
D. L'assurance-chômage et le revenu associé au nouvel emploi 27
E. L'assurance-chômage et la rémunération non salariale du nouvel emploi 32
F. L'assurance-chômage et la durée attendue du nouvel emploi 36

7. Évaluation des effets du Projet de loi C-17 sur les nouveaux salaires **39**

8. Conclusions **43**

Bibliographie **45**

Liste des tableaux

Tableau 1 Statistiques descriptives 19

Tableau 2 Probabilité de réponse au deuxième sondage 20

Tableau 3 Épuisement des droits à prestations 21

Tableau 4 L'assurance-chômage et la probabilité de quitter la population active 22

Tableau 5 Incidence de l'assurance-chômage sur la probabilité de trouver un nouvel emploi 24

Tableau 6 L'assurance-chômage et la stabilité de l'emploi 26

Tableau 7 L'incidence de l'assurance-chômage sur les nouveaux salaires 28

Tableau 8 Évolution de l'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires 30

Tableau 9 Indices de la qualité de l'emploi 34

Tableau 10 Incidence de l'assurance-chômage sur les autres aspects de la qualité de l'emploi 35

Tableau 11 Incidence de l'assurance-chômage sur la durée prévue de l'emploi 38

Tableau 12 Incidence des changements dans les règles et dans le comportement sur le revenu hebdomadaire 40

Tableau 13 Évolution de l'incidence de l'assurance-chômage sur la durée d'emploi prévue 42

Figure

Figure 1 Évolution de l'effet de l'assurance-chômage sur les salaires 31

Figure 2 Répartition en pourcentage selon le nombre de semaines de presatations 31

Sommaire

La présente étude porte sur l'effet des réformes du régime canadien d'assurance-chômage prévues dans le Projet de loi C-17. On y mesure plus précisément l'incidence du Projet de loi C-17 sur la qualité des emplois à long terme, ce qui englobe le salaire ainsi que la rémunération non salariale comme un régime de soins de santé et la stabilité d'emploi.

Pour mener à bien cette étude, on a utilisé les données des enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) de 1993 et de 1995. Dans le cadre de ces deux enquêtes, on a choisi au hasard des personnes ayant perdu leur emploi avant et après le Projet de loi C-17, soit en 1993 et en 1995. Pour replacer les résultats dans leur contexte, on a comparé les résultats des deux EPCC avec ceux obtenus dans le cadre de travaux antérieurs reposant sur les données de l'Enquête du Service national de placement (ESNP). Ces données portaient sur la situation professionnelle d'un échantillon aléatoire de clients du Centre d'emploi du Canada entre 1986 et 1988*.

Dans le cadre de l'étude, on compare tout d'abord les caractéristiques des deux échantillons, puis on examine dans quelle mesure les personnes faisant partie du sondage ont réussi à trouver un emploi. Ensuite, on s'intéresse à plusieurs effets possibles de l'assurance-chômage sur les caractéristiques de l'emploi à long terme : probabilité de demeurer dans la population active, probabilité de trouver un emploi pour ceux qui demeurent dans la population active et enfin, caractéristiques salariales et autres des emplois obtenus. On évalue sommairement ces résultats en simulant les effets des changements salariaux observés entre 1993 et 1995 et imputables aux changements des règles régissant l'assurance-chômage et du comportement individuel.

Comme le montrent les résultats, les réformes prévues par le Projet de loi C-17 ont suscité d'importantes réactions sur le plan du comportement. Dans l'échantillon, la proportion de personnes qui ont trouvé un emploi après avoir épuisé leurs droits à prestations d'assurance-chômage a augmenté sensiblement entre 1993 et 1995, passant de 19 p. 100 à 43 p. 100. Toutefois, les taux de placement sont en fait plus élevés en 1995. De ce constat se dégage une tendance générale que l'on observe à plusieurs reprises dans l'étude : les changements dans les règles prévus par le Projet de loi ont eu des incidences visibles sur l'expérience des chômeurs, mais ces changements ne semblent pas se traduire par des répercussions importantes sur l'emploi à long terme. On observe un

---

* On trouvera une description plus détaillée des données de l'ESNP dans Crémieux et coll. (1995a).

nombre plus élevé de pertes importantes de salaires dans l'enquête de 1995, qui peuvent être attribuables au fait que certains travailleurs sans emploi ont été désagréablement surpris par la durée de leurs prestations. Mais si l'on analyse cette hypothèse plus en détail, ces pertes importantes ne semblent pas attribuables au fait que certains ont vu réduire sensiblement leur période d'admissibilité à des prestations en vertu des règles introduites par le Projet de loi C-17 par rapport à celles en vigueur auparavant.

Une constatation importante ressort de l'étude : le Projet de loi C-17 a eu une incidence majeure sur la répartition des semaines de prestations de chômage parmi les chômeurs. En 1993, la majorité des chômeurs étaient admissibles aux prestations pour une période de 50 semaines. Un très petit nombre de personnes ne pouvaient bénéficier des prestations pendant 50 semaines. La même tendance se dégage des données recueillies dans les années 1980 par l'ESNP. Les données de l'EPCC de 1995 mettent fin à cette tendance. En 1995, les semaines de perception de prestations étaient réparties plus uniformément et l'on a observé un maximum entre 30 et 40 semaines. Il semble donc que le Projet de loi C-17 ait atteint son objectif, soit réduire l'admissibilité aux prestations des personnes admissibles mais peu actives sur le marché du travail.

On observe l'incidence de ces changements à l'admissibilité aux prestations quand on analyse les effets des prestations d'assurance-chômage sur les salaires. Selon les donnés de 1993 tirées de l'EPCC et de l'ESNP, le salaire des personnes ayant retrouvé un emploi avait tendance à augmenter de façon régulière et continue parallèlement à l'augmentation du nombre de semaines d'admissibilité aux prestations. On observe une tendance fort différente dans l'enquête de 1995 : au départ, les nouveaux salaires prévus ont augmenté à mesure que le nombre de semaines de prestations passait de 0 à 40 semaines; une fois franchi le seuil de 40 semaines d'admissibilité aux prestations, la tendance s'inverse et les salaires baissent. Cette relation en forme de U renversé atteint son apogée vers 30-39 semaines, à peu près au niveau où on trouve la plus grande concentration de nombres de semaines d'admissibilité aux prestations dans l'échantillon de l'EPCC de 1995.

On peut rapprocher ces résultats apparemment divergents de 1995 avec ceux de l'ESNP et de l'EPCC de 1993. En effet, dans chacun de ces échantillons, les répercussions les plus positives des semaines de prestations d'assurance-chômage sur les salaires apparaissent dans la fourchette de semaines où l'on trouve le plus grand nombre de personnes. Cette observation donne lieu à plusieurs interprétations possibles. Ainsi, on pourrait dire que les personnes ayant un nombre hors norme de semaines de prestations ont tendance à être moins efficaces dans leur recherche d'un emploi. Dans ce cas, l'effet des semaines d'assurance-chômage sur les nouveaux salaires peut simplement

déterminer une corrélation entre des mesures non observées des compétences en recherche d'emploi et le nombre de semaines de prestations.

Pour quantifier les effets du Projet de loi C-17 sur les salaires dans le cas des emplois de longue durée, on a attribué les changements dans le salaire moyen de réemploi entre les échantillons de 1993 et de 1995 à deux effets distincts : le changement dans le nombre de semaines de prestations offert et le changement dans l'effet sur le salaire du nombre de semaines de prestation d'assurance-chômage prévues. Le premier changement est attribuable aux modifications des règles tandis que le deuxième est imputable aux changements de comportement suscités par ces modifications.

Le changement de comportement peut neutraliser des changements dans les politiques; c'est un principe bien établi dans l'analyse économique, que l'on observe précisément dans ces données. Bien que les changements de règle prévus par le Projet de loi C-17 aient une incidence négative sur les salaires, quel que soit le comportement adopté en 1993 ou en 1995, le changement de comportement observé entre 1993 et 1995 renverse en fait l'incidence du changement de règle. En réalité, les salaires moyens augmentent pour les personnes faisant partie de l'échantillon de l'EPCC de 1995 quand nous simulons l'effet de transition du régime précédant le Projet de loi C-17 au régime postérieur au Projet de loi et ce, malgré une diminution de l'admissibilité aux prestations pour une bonne partie de l'échantillon, en raison du Projet de loi C-17.

Parallèlement à cette augmentation du salaire horaire, on observe une diminution du nombre d'heures travaillées par semaine. Cette baisse est bien plus attribuable aux changements de comportement qu'aux changements dans les règles d'admissibilité aux prestations prévues par le Projet de loi C-17. La cause de cette réduction des heures n'est pas évidente. Elle peut refléter l'incapacité des travailleurs à obtenir un emploi à plein temps en raison de tendances non liées à la politique d'assurance-chômage. Par ailleurs, il est possible que les réductions du nombre d'heures travaillées représentent une nouvelle méthode de partage de l'emploi où les travailleurs partagent des heures par semaine plutôt que des semaines par année. Les réformes prévues par le Projet de loi auraient rendu ce genre de plan de partage de l'emploi plus attrayant. Les données tirées des études d'évaluation des réformes de l'assurance-emploi seront utiles pour analyser plus en détail cette hypothèse. L'avantage du recours à ces plans de partage des heures disparaîtra si l'on utilise les heures plutôt que les semaines pour calculer l'admissibilité aux prestations en vertu de l'assurance-emploi.

Cette étude a surtout permis de constater que des changements de comportement sont survenus au moment de l'instauration du régime prévu par

le Projet de loi C-17. Il se peut que les gens qui optent pour des emplois saisonniers soient moins nombreux. La répartition des nombres de semaines d'admissibilité aux prestations et la relation entre l'assurance-chômage et les salaires ont été modifiées. Toutefois, rien ne prouve que le Projet de loi C-17 a eu un effet nuisible sur la qualité de l'emploi de longue durée mesurée selon le salaire horaire. Les heures de travail hebdomadaire ont diminué, mais il est encore impossible pour l'instant de déterminer si cette baisse est imputable au Projet de loi C-17.

1. Introduction

L'assurance-chômage a vocation à offrir un revenu provisoire aux personnes qui perdent leur emploi afin de leur permettre de trouver un nouvel emploi de qualité et de longue durée. L'octroi de prestations d'assurance-chômage rend moins urgent le besoin de trouver un nouvel emploi et peut donc avoir une fonction sociale positive. Il faut toutefois également mettre en parallèle les répercussions négatives possibles de l'affaiblissement de la motivation à trouver un emploi rapidement. On craignait quelque peu que le régime d'assurance-chômage en place avant le Projet de loi C-17 ne soit pas parvenu à instaurer un équilibre optimal entre l'amélioration de la qualité de l'emploi et la suppression de la motivation à participer activement à la population active.

... la principale question abordée est la suivante : dans quelle mesure le resserrement des critères d'admissibilité et la réduction des périodes de prestations prévus par le projet de loi ont-ils réduit la qualité des nouveaux emplois trouvés?

Les mesures proposées dans le projet de loi mettent probablement fin à ces préoccupations puisque les travailleurs participant relativement peu à la population active ont constaté que le régime d'assurance-chômage devenait moins généreux à bien des égards. La période de référence requise pour avoir droit à des prestations est plus longue, la période d'admissibilité aux prestations a été raccourcie et le taux de remplacement a diminué. Ces effets ont été plus évidents pour les personnes comptant entre 25 et 35 semaines d'emploi assurable dans des régions où le taux de chômage était 11 à 15 p. 100. Les personnes comptant 10 ou 11 semaines d'emploi assurable ont cessé d'être admissibles aux prestations. En revanche, les travailleurs actifs sur le marché du travail ont été relativement peu touchés par les deux premiers changements, mais leur taux de prestations a diminué. Pour une personne comptant 52 semaines de gains assurables, la perte en semaines de prestations dépend du taux de chômage régional, mais elle est nulle dans de nombreuses catégories. Les travailleurs admissibles ayant un grand nombre de semaines aux gains assurables n'ont pas perdu plus de cinq semaines tandis que des pertes de 11 à 16 semaines sont courantes pour les travailleurs satisfaisant à peine aux critères d'admissibilité.

La présente étude évalue la mesure dans laquelle les dispositions du Projet de loi C-17 ont modifié l'équilibre atteint par le régime d'assurance-chômage entre l'accroissement de la qualité de l'emploi à long terme et la réduction de la participation à la population active. Aux fins de notre analyse, la principale question abordée est la suivante : dans quelle mesure le resserrement des critères d'admissibilité et la réduction des périodes de prestations prévus par le projet de loi ont-ils réduit la qualité des nouveaux emplois trouvés? Le revenu hebdomadaire constitue la principale mesure de la qualité de l'emploi, mais d'autres facteurs comme les avantages sociaux sont également examinés. Le salaire hebdomadaire est divisé en deux composantes, le salaire horaire et les heures travaillées par semaine.

Il ressort clairement de l'étude que l'assurance-chômage pourrait avoir des incidences différentes et parfois contradictoires sur les composantes du revenu hebdomadaire par rapport au salaire annuel. Par exemple, il n'est pas impossible que les changements apportés par le projet de loi aient encouragé les chômeurs à opter à plus long terme pour des postes de plus longue durée (puisque les tendances antérieures de type " 10/42 " ont disparu); toutefois, le salaire horaire peut également avoir diminué légèrement en moyenne si le chômeur a disposé de moins de temps pour chercher un emploi rémunérateur. Lorsqu'on évalue le Projet de loi C-17, il convient de mettre en parallèle toute incidence sur les salaires des changements apportés à l'assurance-chômage et les changements éventuels touchant le salaire hebdomadaire et les heures travaillées. En règle générale, notre étude porte sur les principes généraux du caractère adéquat du soutien du revenu et sur son effet sur l'incitation au travail et nous nous attardons plus particulièrement aux tensions possibles entre eux.

Plus précisément, l'analyse des effets du Projet de loi C-17 sur la qualité de l'emploi repose sur des caractéristiques observables comme les salaires, les heures travaillées et la syndicalisation. L'analyse du degré de participation à la population active détermine si, depuis le régime instauré par le Projet de loi C-17, on voit davantage de gens qu'auparavant passer d'un curriculum vitae caractérisé par quelques semaines de travail par an à un curriculum démontrant une plus grande activité sur le marché du travail. Pour ce faire, on sépare les emplois saisonniers et temporaires des emplois plus permanents et on associe ces derniers aux carrières où la durée d'emploi est longue.

Dans cette analyse, on met tout particulièrement l'accent sur le cas de la réorientation de personnes épuisant leurs prestations d'assurance-chômage. Les réformes prévues par le projet de loi peuvent avoir comme résultat que les personnes peu actives sur le marché du travail épuisent leurs prestations plus souvent qu'elles ne le faisaient auparavant. Ce résultat pourrait se produire si les personnes à la recherche d'un emploi continuent à utiliser les mêmes stratégies de recherche d'emploi qu'avant le Projet de loi C-17, bien que la durée des prestations ait été fortement réduite par suite de l'entrée en vigueur du régime instauré par le projet de loi. Les réactions peuvent être fort variées au moment de l'épuisement. Tout d'abord, les personnes dans cette situation peuvent se voir contraintes d'accepter un emploi même si c'est toujours la saison morte dans leur secteur d'emploi traditionnel. Elles peuvent dès lors toucher un salaire moins élevé mais quitter le cycle saisonnier. Elles peuvent aussi accepter un emploi peu rémunérateur jusqu'à ce qu'il leur soit possible de retrouver leur emploi saisonnier antérieur. Dans les deux cas, les personnes qui épuisent leurs droits à prestations sous le régime du Projet de loi C-17 subiront d'importantes répercussions sur le plan salarial.

Le reste du rapport est structuré comme suit. Deux brèves sections décrivent la théorie économique et les méthodes statistiques utilisées dans l'étude. Suit ensuite l'explication des résultats statistiques et leur relation aux questions de politique économique, la description des données utilisées dans l'étude, la présentation des résultats statistiques et l'analyse des résultats. La dernière section renferme un sommaire des conclusions.

2. *Théorie économique*

Pour comprendre les questions abordées dans la présente étude, nous avons utilisé un modèle fort simple et stylisé de recherche d'emploi. Dans ce modèle théorique, les chômeurs recherchent un emploi pendant deux périodes de temps. Dans chaque période, une offre salariale w leur est faite, basée sur une répartition des salaires caractérisée par une fonction de densité $f(w)$ avec un salaire moyen $E(w)$. Supposons que les prestations d'assurance-chômage b sont versées au cours de la première période tandis qu'aucune prestation n'est versée pendant la deuxième période de recherche. Une personne qui, dans la première période, reçoit une offre de salaire donnée doit décider si elle l'acceptera et travaillera pendant les deux périodes à ce salaire ou si elle rejettera l'offre, percevra les prestations d'assurance-chômage pendant la première période et misera sur la possibilité d'obtenir une meilleure offre pendant la seconde. Si les personnes utilisent un facteur d'actualisation β pour calculer les valeurs actuelles, les valeurs actualisées prévues des deux stratégies, soit l'acceptation ou le refus de l'offre, sont résumées dans le tableau ci-après.

Avantages des stratégies d'acceptation ou de refus

Stratégie	Période 1 Revenu	Période 2 Revenu	Revenu actualisé escompté
Acceptation	w	w	$w + \beta w = (1+\beta)w$
Refus	b	$E(w)$	$b + \beta E(w)$

Les chômeurs dans cette situation choisiront la stratégie qui maximise leur revenu actualisé escompté. Le choix optimal pourra être interprété brièvement une fois que l'on aura défini le salaire d'acceptation. Le salaire d'acceptation w^r est le salaire qui égalise les deux flux de revenu actualisés escomptés ci-avant. Si l'offre de salaire est supérieure au salaire d'acceptation, dans ce cas, le revenu actualisé escompté si l'on accepte l'offre dépasse celui obtenu si on la rejette. Le contraire est vrai si l'offre de salaire est inférieure au salaire d'acceptation. Le salaire d'acceptation est ainsi la valeur critique que doivent dépasser les offres salariales pour être acceptées.

On peut obtenir le salaire d'acceptation en mettant en équation $(1+\beta)w$ et $b + bE(w)$ et en résolvant l'équation pour obtenir le salaire comme suit:

$$w^r = \frac{b + bE(w)}{1 + b}$$

Il est donc tout à fait clair que plus les prestations d'assurance-chômage deviennent généreuses, plus le salaire d'acceptation est élevé. Un salaire d'acceptation plus élevé aura deux conséquences. Tout d'abord, la hausse du salaire d'acceptation augmente la probabilité qu'une offre soit rejetée et accroît le temps moyen passé au chômage. En revanche, l'existence de l'assurance-chômage permet aux travailleurs de rejeter une offre salariale trop faible par rapport à la répartition des salaires, ce qui accroît en moyenne la qualité de l'emploi. L'effet du cycle saisonnier peut également être pris en compte si les deux périodes du modèle sont interprétées comme des saisons active et morte respectivement. L'existence des prestations d'assurance-chômage permet aux travailleurs saisonniers de rejeter les offres de travail non saisonnier pendant la saison morte.

Quoique cette interprétation simplifie les choses, elle a une logique qui se vérifie même dans des modèles à plusieurs périodes plus complexes. L'analyse empirique entreprise dans l'étude permet l'établissement d'un cadre généralisé pour un problème de recherche d'emploi où la durée des prestations offertes varie, où des offres peuvent émaner de répartitions différentes pour des personnes différentes, et où les caractéristiques de l'emploi comme les heures travaillées et la syndicalisation peuvent, comme le salaire, avoir de l'importance. Le but de l'analyse est de voir comment les changements au régime d'assurance-chômage, soit la variable b ci-avant, se sont traduits par des changements dans la qualité de l'emploi, comme le salaire.

3. *Méthode statistique employée pour analyser les données*

La méthode statistique employée dans le présent document suit celle utilisée dans une analyse antérieure des conséquences du réemploi effectuée par Storer et Van Audenrode (1995) et les études des liens entre l'assurance-chômage et les résultats de la recherche par Crémieux et coll. (1995a et 1995b)[1]. Ces méthodes sont appliquées et assorties d'une série élargie de critères pour mesurer les résultats à long terme.

La première partie de l'analyse statistique présentée dans ce document est un examen des situations suivantes : i) rester dans la population active, ii) trouver un emploi, iii) obtenir un emploi à plein temps ou à temps partiel, iv) obtenir des avantages professionnels non salariaux comme le travail dans un secteur syndiqué, un régime de soins de santé et un régime de pension. Pour ce faire, on a recours à des techniques faisant appel à des variables dépendantes limitées. Si l'on prend l'exemple de la syndicalisation, on définit une variable dichotomique qui équivaut à 1 pour un emploi syndiqué et à 0 pour un emploi non syndiqué. La probabilité qu'un nouvel emploi soit syndiqué est calculée comme suit :

$$Pr\ (y = 1) = F\ (X G)$$

On choisit la fonction $F\ (X G)$ de façon à obtenir des probabilités variant entre zéro et un pour toutes les valeurs $X G$. Le plus souvent, on choisit la fonction logistique qui donne lieu à une régression logit et la fonction de répartition normale réduite qui produit une régression des probits. Comme il n'y a aucune raison de privilégier l'une ou l'autre, nous adoptons ici l'approche des probits.

Dans le cadre de cette étude, il serait également utile d'examiner les résultats à long terme en ce qui a trait au secteur et à la nature des nouveaux emplois obtenus, en particulier pour les personnes occupant généralement des emplois de courte durée comme des emplois temporaires ou saisonniers. On pourrait supposer que la probabilité de passer d'emplois de courte durée à des emplois de longue durée augmenterait sous le régime du Projet de loi C-17, qui rend le cycle saisonnier moins avantageux. Pour ce faire, on examine les probabilités

---

[1] On trouvera une description plus détaillée des données de l'ESNP dans Crémieux et coll. (1995a).

de passer à un emploi saisonnier ou à un emploi non saisonnier et on procède à une analyse statistique de la durée escomptée (déclarée par l'intéressé) du nouvel emploi.

Les salaires associés aux nouveaux emplois sont analysés comme dans les études antérieures. Ici, il est possible d'utiliser les techniques de régression par moindres carrés ordinaires pour comparer les salaires tirés d'un nouvel emploi par des personnes ayant diverses caractéristiques. Plus précisément, on peut comparer à ce chapitre les personnes qui ont perdu leur emploi avant et après l'entrée en vigueur du régime du Projet de loi C-17. Aux fins de cette comparaison, il est utile d'adopter le cadre utilisé par Addison et Portugal (1989), qui assimilent le salaire d'une personne avant la perte de l'emploi *j-1* à l'équation suivante:

$$In\ w_{ij-1} = a_0 + a_1 X^I + a_2 X^{IE_{ij-1}} + U_{ij-1} \qquad (1)$$

Dans cette spécification, les caractéristiques observables de la personne *i* ont été divisées en deux groupes : celles propres à la personne X^I et celles représentant les interactions entre la personne et l'emploi X^{IE}. Dans le contexte des données de l'EPCC, le vecteur X^I inclut des variables comme l'âge, le sexe, l'état civil, le degré de scolarité et la région de résidence d'une personne. Le vecteur des caractéristiques de l'emploi X^{IE} comprend des variables comme la permanence, la syndicalisation d'un emploi, l'industrie et la profession du travailleur, le salaire obtenu et les heures travaillées à ce poste.

En s'appuyant sur ce cadre, il est possible de préciser une équation pour le salaire obtenu pour l'emploi *j* trouvé après une période de chômage. Addison et Portugal adoptent la spécification suivante dans ce cas :

$$In\ (w_{ij}) = b_0 + b_1 X^I_i + b_2 X^{IE}_{ij} + b_3\ In\ (dur_{ij}) + u_{ij} \qquad (2)$$

La principale modification entre (1) et (2) concerne l'introduction de la variable $dur_{i,j}$ qui mesure combien de temps la personne *i* reste sans emploi entre les emplois *j-1* et *j*. L'effet de cette durée permet de déterminer s'il est possible que certains niveaux de capital humain se déprécient pendant une période de chômage, quoique dans un cadre non structurel, il puisse également indiquer le degré de patience du chômeur. Les travailleurs qui se veulent plus sélectifs connaîtront de plus longues périodes de chômage, mais trouveront également des postes plus rémunérateurs.

Dans cette étude, on procède à des estimations en utilisant une version hybride de l'équation (2) où le salaire antérieur, la variable dépendante de (1), est également ajouté comme variable explicative, ce qui donne lieu à l'équation (3) :

$$ln(w_{ij}) = d_0 + d_1 X^1_i + d_2 X^{IE}_{ij} + d_3 ln(dur_{ij}) + d_4 ln(w_{ij-1}) + u_{ij} \quad (3)$$

Cette modification entraîne la prise en compte dans l'équation du nouveau salaire de toute l'information de l'équation (1), y compris le terme d'écart non observé $u_{i,j-1}$ susceptible d'expliquer l'hétérogénéité non observée au niveau des personnes. Le coefficient d_4 de l'ancien salaire sera inférieur à un dans la mesure où l'ancien salaire a été déterminé d'après l'hétérogénéité non transférable des personnes ou une productivité antérieure propre au jumelage emploi-travailleur. Les coefficients concernant d'autres variables de l'équation déterminent les effets du nouveau salaire, uniquement si leur effet sur l'ancien salaire est déjà pris en compte dans l'équation.

Notre étude cherche à déterminer si les changements au régime d'assurance-chômage introduits par le Projet de loi C-17 ont modifié les déterminants du salaire obtenu après une période de chômage. Les effets du projet de loi pourraient se faire sentir de deux façons. Supposons que nous déterminons que la relation suivante est établie entre les nouveaux salaires et les droits aux prestations d'assurance-chômage (b) et d'autres variables (X) :

$$ln(w) = h(b, X)$$

Le Projet de loi C-17 a changé les règles établissant un lien entre les semaines d'emploi assurable et les taux de chômage régional, d'une part, et les périodes d'admissibilité aux prestations de chômage, d'autre part, de sorte que pour certains, les droits à prestations peuvent être fort différents sous les régimes antérieur et postérieur au Projet de loi C-17. La relation ci-avant indique les conséquences de ces changements de politique sur les salaires. Il se peut aussi cependant que le projet de loi entraîne des changements de comportement, de sorte que l'effet d'un niveau donné de droit aux prestations accordées sur un salaire perçu après la période de chômage se trouvera lui-même modifié par le Projet de loi C-17. En ce qui concerne l'équation ci-avant, cet effet entraînerait un changement dans la nature de la fonction h(b, X).

Dans le présent rapport, les changements de ce genre seront décelés grâce à un examen en plusieurs étapes des effets du Projet de loi C-17 sur les nouveaux salaires. Dans un premier temps, on examine les déterminants du salaire de réembauche en utilisant des échantillons distincts de personnes appartenant aux échantillons de l'EPCC de 1993 (avant le Projet de loi C-17) et de 1995 (après le Projet de loi C-17). On entreprend une comparaison informelle des coefficients pour les deux périodes. Ensuite, les valeurs d estimées pour l'échantillon de 1993 sont utilisées pour déterminer l'incidence des changements dans les droits à des prestations engendrés par le Projet de loi C-17 sur les salaires, compte tenu du comportement des chômeurs en 1993. Par ailleurs, il est possible de calculer le changement dans les salaires qu'a entraîné la modification des coefficients d en supposant que le Projet de loi C-17 n'a pas

Bien que chacun de ces calculs ne révèle qu'une partie de l'effet total du Projet de loi C-17, la répartition des effets selon l'admissibilité aux prestations et les incidences du comportement se révèle utile aux fins d'évaluation de la politique.

modifié l'admissibilité aux prestations. Bien que chacun de ces calculs ne révèle qu'une partie de l'effet total du Projet de loi C-17, la répartition des effets selon l'admissibilité aux prestations et les incidences du comportement se révèle utile aux fins d'évaluation de la politique.

Dans un deuxième temps, l'effet total du Projet de loi C-17 peut être calculé à l'aide d'une régression combinée de 1993 et 1995 où les variables binaires (nominales) sont entrées interactivement avec les principales variables de la politique de l'assurance-chômage comme les taux de chômage régional et le nombre de semaines d'emploi assurable. Grâce à ces variables nominales interactives, les effets des variables de la politique diffèrent avant et après le Projet de loi C-17. Les tests d'importance statistique des variables nominales produisent un test économétrique en bonne et due forme de la constance des paramètres d pour les variables liées à l'assurance-chômage dans les régimes précédant et suivant l'entrée en vigueur du Projet de loi C-17. Le signe et l'ampleur de ces variables nominales indiquent dans quelle mesure des personnes comptant un certain nombre de semaines d'emploi assurable ont été affectées par le Projet de loi C-17. Cet effet tient compte des changements dans l'admissibilité aux prestations en fonction des semaines d'emploi assurable et des changements dans l'incidence d'un droit aux prestations donné.

4. Comment relier les résultats statistiques aux questions de politiques publiques

Le principal objectif de l'étude est de déterminer dans quelle mesure les changements prévus par le Projet de loi C-17 ont influé sur la qualité des emplois trouvés par les chômeurs. Il est possible de quantifier cette incidence en attribuant une valeur monétaire aux changements de revenu associés au projet de loi. Pour ce faire, on a recours aux relations statistiques indiquées entre l'assurance-chômage et les salaires, ou les heures ou semaines travaillées pour déterminer l'incidence monétaire des changements apportés à l'assurance-chômage pour l'échantillon de l'EPCC de 1995. On dispose ainsi d'une mesure du coût (le cas échéant) du Projet de loi C-17 en ce qui a trait à la réduction possible du niveau de revenu de l'emploi attribuable à une durée plus courte des prestations et à des critères d'admissibilité plus stricts.

Idéalement, il faudrait examiner des mesures du revenu annuel. Toutefois, cette analyse sera axée sur le salaire hebdomadaire car l'analyse statistique des semaines travaillées par année est moins exhaustive. On saisit la dimension semaines par année quand on examine le nombre de semaines de travail qu'une personne espère effectuer pendant une année donnée.

5. Aperçu des données utilisées

Les principales sources de données utilisées pour notre étude sont les ensembles de données des Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) de 1993 et de 1995. Dans ces deux enquêtes, on dispose d'information sur les demandes de prestations d'assurance-chômage. Bien que l'enquête de 1995 donne plus d'information sur la participation aux prestations d'assurance-chômage, un nombre important de renseignements sont communs aux deux échantillons. Étant donné que l'EPCC de 1993 vise la période précédant le projet de loi, et celle de 1995 les périodes de chômage commençant après l'entrée en vigueur du régime du projet de loi, ces données conviennent parfaitement au but de l'étude.

Les méthodes d'échantillonnage des ensembles de données de l'EPCC sont identiques : l'information du relevé d'emploi est utilisée pour identifier les répondants qui quittent un emploi, et qui sont ensuite revus six mois et un an environ après la perte de leur emploi. Dans les deux échantillons, on utilise deux cohortes pour avoir un certain contrôle sur les effets de la saisonnalité. La cohorte un était essentiellement composée de personnes ayant perdu leur emploi en février ou au début de mars 1993 ou 1995, tandis que la cohorte deux comprenait des personnes ayant perdu leur emploi à la fin avril ou au début de juin de ces mêmes années. Il convient de noter que ces dates ne nous permettent pas de tenir compte des personnes qui quittent un emploi saisonnier dans des industries comme la pêche ou la foresterie puisque ces postes ont des chances de prendre fin pendant l'été ou au début de l'automne. L'emploi saisonnier dans le secteur de la vente au détail sera probablement davantage pris en en compte dans les échantillons de cette date.

Pour chaque cohorte, un suivi a été effectué quelque temps après la perte de l'emploi. Dans l'EPCC de 1993, on a tenu trois séries d'entrevues à environ 23 semaines, 38 semaines et 58 semaines. En 1995, deux séries d'entrevues ont eu lieu, et le temps moyen écoulé avant la tenue de la première série d'entrevues a été de 31,5 semaines et de 57 semaines pour la deuxième série. La deuxième série de 1995 et la troisième série de 1993 se sont donc déroulées à peu près à la même période. La première série de 1995 a eu lieu vers la mi-mai, correspondant à la période entre la première et la deuxième série de 1993. Le moment précis des entrevues n'a pas grande incidence sur l'étude, car nous nous attardons aux salaires de réembauche après la perte d'emploi. S'il y avait des différences importantes dans le temps écoulé entre les EPCC de 1993 et de 1995, on pourrait s'inquiéter d'un biais du rappel différentiel, mais ce qui n'est pas le cas puisque l'échelonnement est assez similaire.

La présente étude nécessite des renseignements détaillés sur les caractéristiques des emplois occupés avant que la personne ne se retrouve au chômage et de l'emploi occupé après. On peut tirer cette information des EPCC ...

Une attention particulière a été accordée aux personnes qui demandaient des prestations d'assurance-chômage, mais qui pouvaient avoir une demande antérieur encore en cours. Pour ces personnes, la mesure adéquate du droit aux prestations est le nombre de semaines restant au moment de la perte d'emploi et non au début de la demande antérieure. Nous avons pu calculer le nombre exact de semaines pour ce groupe. Selon la composition de la famille et le niveau de revenu, les taux de remplacement étaient de 55 p. 100 ou de 60 p. 100. Pour les prestataires, nous avions le bon taux de remplacement, tandis que pour les non-prestataires, le taux de remplacement utilisé par défaut était de 55 p. 100.

La présente étude nécessite des renseignements détaillés sur les caractéristiques des emplois occupés avant que la personne ne se retrouve au chômage et de l'emploi occupé après. On peut tirer cette information des EPCC, qui fournissent des renseignements détaillés sur les mesures de la qualité de l'emploi décrites ci-avant et l'information socio-démographique concernant la personne, le ménage et les caractéristiques de l'emploi. Les données administratives tirées des relevés d'emploi indiquent le nombre de semaines d'emploi assurable et permettent ainsi de calculer le droit aux prestations d'assurance-chômage. On peut entre autres choses isoler les personnes qui ont subi un changement dans leur admissibilité aux prestations d'assurance-chômage, compte tenu de leur nombre de semaines d'emploi assurables. Pour les personnes non admissibles d'après le relevé d'emploi associé à l'emploi perdu, il est nécessaire de vérifier les dossiers administratifs d'autres emplois susceptibles d'avoir influé sur leur admissibilité aux prestations.

Le " degré d'intérêt au marché du travail " est identifiable par une série de questions prévues dans les EPCC de 1993 et de 1995. Tout d'abord, en ce qui concerne la perte d'emploi sur laquelle est basé le relevé d'emploi, la nature saisonnière ou temporaire de l'emploi est une cause possible de cessation d'emploi[2]. On peut dès lors déterminer un " faible niveau d'intérêt " de l'individu au marché du travail avant la cessation d'emploi. Il existe ensuite deux façons de déterminer un " faible niveau d'intérêt " pour le marché du travail, à la suite de la cessation d'emploi : on demande aux personnes qui en sont à leur premier emploi depuis leur mise à pied, combien de semaines elles s'attendaient à occuper cet emploi l'année suivante. Celles qui donnent un nombre de semaines peu élevé sont considérées comme ayant un faible intérêt. Puis, si le premier emploi a déjà pris fin, on obtient le motif de la cessation d'emploi et il est à nouveau possible de déterminer le rôle joué par la nature saisonnière ou temporaire de l'emploi. Il est ainsi possible de procéder à une modélisation comparable des réorientations professionnelles avant et après le Projet

---

[2] Pour l'EPCC de 1993, les emplois saisonniers et temporaires sont combinés tandis qu'ils sont séparés en 1995.

de loi C-17. Le rôle joué par la saisonnalité est un élément important de l'analyse de l'effet du Projet de loi C-17. Il importe de saisir les effets de la saisonnalité pour éviter de confondre les conséquences de la mise en oeuvre de la politique avec des résultats engendrés par l'adoption d'un point différent dans le cycle saisonnier. Pour ce faire, deux cohortes de l'EPCC de 1995 sont comparées avec la cohorte correspondante de l'EPCC de 1993.

6. *Résultats statistiques*

A. Caractéristiques des échantillons

Le tableau 1 résume les caractéristiques des données de l'EPCC de 1995. L'échantillon est divisé en trois groupes, qui correspondent aux trois colonnes de ce tableau : tous les répondants, ceux qui ont réussi à retrouver un emploi, et le sous-ensemble de ceux qui, ayant retrouvé un emploi, n'ont pas repris leur emploi précédent. Plusieurs caractéristiques de l'échantillon méritent d'être soulignées. Les individus interrogés sont plutôt jeunes, l'âge moyen de tout l'échantillon se situant à un peu moins de 29 ans, par rapport à la moyenne de 37 ans signalée par Crémieux et coll. (1995b) pour l'enquête de 1993. Le pourcentage de personnes qui ont trouvé un nouvel emploi est de 82,4 p. 100 pour l'enquête de 1995, contre 70,2 p. 100 pour l'échantillon de 1993. Ce taux de réussite et le pourcentage de personnes ayant retrouvé un emploi peuvent être un indice de conditions plus favorables en 1995.

Si l'on compare l'information des colonnes du tableau 1, il appert que les répondants qui trouvent un nouvel emploi sont légèrement plus susceptibles d'occuper un emploi saisonnier que la moyenne générale et qu'ils ont également perdu plus souvent un emploi. Les répondants qui ne retrouvent pas le même emploi sont moins susceptibles d'avoir déjà eu un emploi saisonnier et se sont moins souvent retrouvés sans emploi que les répondants qui retrouvent leur ancien emploi. Les personnes qui ne retrouvent pas le même emploi sont moins susceptibles d'être admissibles aux prestations d'assurance-chômage, comme en témoigne le taux moins élevé de perception de prestations.

Le tableau 2 porte sur certaines caractéristiques des répondants de l'échantillon. Il porte sur des déterminants statistiques de la probabilité qu'un participant au sondage réponde à la deuxième partie du sondage (la deuxième série d'entrevues, qui a lieu environ un an après la date de la perte de l'emploi). Les probabilités augmentent en fonction de facteurs associés à la stabilité comme l'âge, l'état civil, les états de service et la participation à la population active. Il n'existe aucune relation statistiquement importante entre le fait que l'emploi perdu soit saisonnier et la probabilité de participer à la deuxième série d'entrevues. Ce constat est important puisque si on avait décelé une telle relation, les résultats concernant l'effet du Projet de loi C-17 sur les semaines travaillées par année auraient pu être faussés en raison d'un plus grand pourcentage des répondants de l'échantillon occupant un emploi saisonnier.

Le tableau 3 fournit de l'information concernant l'épuisement des prestations dans les deux échantillons de l'EPCC. Le taux de répondants

... ce qui sous-entend une augmentation considérable du nombre de répondants épuisant leurs droits à prestations ... le Projet de loi C-17 ayant réduit les droits à prestations pour de nombreuses personnes ...

... le pourcentage de répondants qui trouvent un emploi a en réalité augmenté entre 1993 et 1995 tant pour ceux qui épuisent leurs prestations que pour ceux qui ne les épuisent pas. Il semble que la réduction de l'admissibilité aux prestations introduite par le Projet de loi C-17 n'a pas vraiment nui aux résultats en ce qui concerne la réembauche.

ayant trouvé un emploi après avoir épuisé leurs droits aux prestations est de 19 p. 100 en 1993 contre 43 p. 100 en 1995. Les chiffres correspondants sont de 29 p. 100 et de 84 p. 100 pour ceux qui n'ont pas trouvé un nouvel emploi, ce qui sous-entend une augmentation considérable du nombre de répondants épuisant leurs droits à prestations : ce à quoi il fallait s'attendre, puisque le Projet de loi C-17 réduit les droits à prestations pour de nombreuses personnes. Par ailleurs, le pourcentage de répondants qui trouvent un emploi a en réalité augmenté entre 1993 et 1995 tant pour ceux qui épuisent leurs prestations que pour ceux qui ne les épuisent pas. Il semble que la réduction de l'admissibilité aux prestations introduite par le Projet de loi C-17 n'a pas vraiment nui aux résultats en ce qui concerne la réembauche. Le point est analysé en détail plus loin dans le rapport en utilisant des méthodes statistiques qui saisissent les conséquences de nombreux déterminants observables de la probabilité de trouver un emploi.

L'analyse des pertes de salaire révèle une différence intéressante entre les échantillons des EPCC de 1993 et de 1995. Bien que les pertes moyennes de salaires soient comparables pour les deux échantillons (-0,9 p. 100 en 1993 et -4.1 p. 100 en 1995), des différences ressortent si on supprime de l'échantillon les variations « extrêmes »[3]. Pour l'EPCC de 1993, la perte de salaire moyenne ne change pas tandis que dans l'EPCC de 1995, le changement de salaire est positif (+0,7 p. 100) sans variations extrêmes. Cela donne à penser que la perte de salaire plus importante pour tout l'échantillon de 1995 reflète l'influence de ces variations extrêmes. La présence de ces variations extrêmes dans l'EPCC de 1995 pourrait démontrer que les pertes de salaire élevées sont liées à un taux plus élevé d'épuisement des droits aux prestations d'assurance-chômage.

B. L'assurance-chômage et la probabilité de demeurer dans la population active

Les résultats présentés au tableau 4 nous permettent de juger si l'octroi de prestations d'assurance-chômage a une incidence sur la probabilité qu'un travailleur quitte la population active après avoir perdu un emploi. Il se peut que la réduction des prestations découlant du Projet de loi C-17 ait pour effet de pousser certains travailleurs à quitter la population active et à peut-être devenir assistés sociaux. Les quatre colonnes du tableau présentent les résultats en tenant compte et en ne tenant pas compte des mises à pied temporaires et montrent que l'effet de l'assurance-chômage diffère pour ceux qui ont

[3] Les variations salariales ont été jugées extrêmes si le changement dans le logarithme du salaire était supérieur à un en valeur absolue.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Échantillon au complet	Employés réembauchés uniquement	N'ont pas retrouvé leur emploi antérieur	EPCC de 1993
Âge	28,618	28,205	26,146	37,000
Marié	0,625	0,626	0,571	0,600
Minorité	0,195	0,182	0,184	0,159
Handicapé	0,066	0,058	0,064	0,012
Homme	0,594	0,600	0,647	0,561
Entrevue en anglais	0,683	0,683	0,708	-
Scolarité :				
Autre formation	0,031	0,032	0,034	-
Primaire	0,056	0,053	0,043	0,052
Études secondaires inachevées	0,224	0,218	0,199	0,221
Diplôme d'études secondaires	0,302	0,306	0,297	0,340
Études collégiales inachevées	0,067	0,069	0,076	0,088
Diplôme d'études collégiales	0,126	0,126	0,146	0,095
Études universitaires inachevées	0,063	0,064	0,075	0,041
Diplôme universitaire	0,132	0,131	0,129	0,094
Province :				
Terre-Neuve	0,030	0,029	0,016	0,023
Î.-P.-É.	0,005	0,005	0,003	0,007
Nouvelle-Écosse	0,043	0,042	0,040	0,030
Nouveau-Brunswick	0,044	0,044	0,037	0,029
Québec	0,318	0,316	0,298	0,256
Ontario	0,327	0,327	0,312	0,373
Manitoba	0,025	0,026	0,031	0,027
Saskatchewan	0,023	0,024	0,032	0,024
Alberta	0,088	0,089	0,118	0,110
Colombie-Britannique	0,096	0,095	0,113	0,119
T. N.-O. et Yukon	0,002	0,002	0,001	0,002
Salaire perdu	17,495	17,691	16,852	11,630
Perte d'un poste syndiqué	0,334	0,360	0,271	-
Préavis reçu	0,216	0,225	0,190	-
A eu une date de rappel	0,225	0,253	0,089	-
Perte d'un emploi saisonnier	0,308	0,323	0,252	0,236
Ancienneté dans le poste perdu	4,205	4,255	2,548	1,500
Avait un régime de pension	0,302	0,318	0,270	-
Avait un régime de soins de santé	0,457	0,472	0,426	-
Avait une assurance dentaire	0,412	0,421	0,400	-
Taux de chômage dans la région (pourcentage)	10,897	10,872	10,549	-
Non admissible à l'AC	0,212	0,212	0,246	-
Droit aux prestations d'AC (si admissible) :				
10 à 19 semaines	0,072	0,077	0,082	-
20 à 29 semaines	0,245	0,254	0,261	-
30 à 39 semaines	0,219	0,218	0,197	-
40 à 49 semaines	0,206	0,196	0,176	-
Prestations d'AC demandées	0,694	0,687	0,621	-
Prestations épuisées	0,571	0,531	0,498	-
Trouvé un emploi	0,824	-	-	0,702
Travail. auto. (au 2ième sondage)	0,049	-	-	-
Nombre de personnes	6,071	4,745	2,448	-

Tableau 2
Probabilites de reponse au deuxieme sondage
Analyse des probabilites de reponse au deuxieme sondage par la methode des probits (erreurs-types entre parentheses)

Âge	0,008	(0,002)
Marié	0,222	(0,042)
Minorité	-0,171	(0,047)
Handicapé	-0,028	(0,077)
Homme	-0,074	(0,041)
Entrevue en anglais	0,143	(0,086)
Scolarité : *		
Autre formation	-0,064	(0,126)
Primaire	-0,267	(0,102)
Études secondaires inachevées	-0,252	(0,071)
Diplôme d'études secondaires	-0,173	(0,067)
Études collégiales inachevées	-0,094	(0,093)
Diplôme d'études collégiales	-0,179	(0,078)
Études universitaire inachevées	-0,017	(0,098)
Province : **		
Terre-Neuve	-0,011	(0,153)
I.-P.-É.	0,100	(0,303)
Nouvelle-Écosse	0,081	(0,130)
Nouveau-Brunswick	-0,110	(0,106)
Ontario	-0,196	(0,091)
Manitoba	-0,074	(0,152)
Saskatchewan	-0,459	(0,147)
Alberta	-0,044	(0,110)
Colombie-Britannique	-0,319	(0,105)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon	-0,660	(0,368)
Salaire perdu	-0,066	(0,034)
Perte d'un emploi syndiqué	-0,056	(0,044)
Réception d'un préavis	0,122	(0,048)
A eu une date de rappel	0,010	(0,050)
Perte d'un emploi saisonnier	-0,043	(0,043)
Ancienneté dans le poste perdu	0,003	(0,003)
Taux de chômage régional	-0,012	(0,007)
Admissible à l'AC	-0,026	(0,060)
Prestations d'AC demandées	0,002	(0,046)
Prestations épuisées à la date du sondage	-0,003	(0,054)
Sans emploi à la date du sondage	-0,130	(0,045)
Quitté la pop. active à la date du sondage	-0,207	(0,064)
Travailleur autonome à la date du sondage	-0,096	(0,108)
Nombre d'observations	5,779	
Pseudo-R carré	,023	

* Éducation manquante : diplôme universitaire

** Province manquante : Québec

Tableau 3
Épuisement du droit aux prestations
Évolution de l'épuisement par les chômeurs des droits aux prestations avant de trouver un nouvel emploi ou avant la date du sondage
(à l'exclusion de ceux qui retournent travailler pour leur ancien employeur)

	EPCC de 1993		EPCC de 1995	
Prestations épuisées :	**Trouvé un nouvel emploi**		**Trouvé un nouvel emploi**	
	Non	**Oui**	**Non**	**Oui**
Non	2 428	2 131	159	1 390
Oui	998	514	859	1 058

	EPCC de 1993		EPCC de 1995	
Pertes de salaire	Tout l'échantillon	-0,009 (0,538)	Tout l'échantillon :	-0,041 (0,708)
	Prestations épuisées :		Prestations épuisées :	
	Non	0,001 (0,511)	Non	-0,018 (0,643)
	Oui	-0,048 (0,532)	Oui	-0,070 (0,784)
Pertes de salaire (à l'exception des variations extrêmes)	Tout l'échantillon	-0,009 (0,538)	Tout l'échantillon	0,007 (0,362)
	Prestations épuisées :		Prestations épuisées :	
	Non	-0,005 (0,340)	Non	0,031 (0,334)
	Oui	-0,046 (0,357)	Oui	-0,027 (0,395)

Écarts-types entre parenthèses

Tableau 4
L'assurance-chomage et la probabilite de quitter la population active
Analyse par la methode des probits de la probabilite que la personne qui perd son emploi ait quitte la population active au moment du sondage*
(Ecarts-types entre parentheses)

	Échantillon au complet		Excluant les mises à pied temporaires		Échantillon au complet		Excluant les mises à pied temporaires	
Âge	0,005	(0,002)	0,005	(0,003)	0,005	(0,002)	0,005	(0,002)
Marié	0,025	(0,049)	0,059	(0,058)	0,025	(0,049)	0,061	(0,058)
Minorité	-0,017	(0,058)	-0,026	(0,067)	-0,017	(0,058)	-0,027	(0,068)
Handicapé	0,332	(0,080)	0,260	(0,094)	0,332	(0,080)	0,259	(0,094)
Homme	0,278	(0,047)	0,362	(0,056)	0,279	(0,047)	0,360	(0,056)
Entrevue en anglais	-0,151	(0,099)	-0,182	(0,118)	-0,150	(0,099)	-0,187	(0,118)
Scolarité : **								
Autre formation	0,035	(0,140)	0,078	(0,170)	0,036	(0,140)	0,074	(0,170)
Primaire	0,075	(0,114)	0,281	(0,139)	0,081	(0,114)	0,283	(0,140)
Étu. sec. inache.	-0,015	(0,081)	0,143	(0,098)	-0,006	(0,081)	0,146	(0,099)
Dip. d'étu. sec.	-0,014	(0,075)	0,118	(0,091)	-0,010	(0,076)	0,116	(0,091)
Étu. coll. inach.	0,184	(0,101)	0,397	(0,119)	0,189	(0,101)	0,397	(0,119)
Dip. d'études coll.	-0,114	(0,091)	-0,131	(0,110)	-0,108	(0,092)	-0,130	(0,110)
Étu. univ. inache.	0,065	(0,108)	0,112	(0,127)	0,067	(0,109)	0,112	(0,127)
Province : ***								
Terre-Neuve	0,176	(0,176)	0,334	(0,217)	0,180	(0,177)	0,344	(0,218)
Î.-P.-É.	0,037	(0,340)	-0,043	(0,460)	0,052	(0,341)	-0,039	(0,461)
Nouvelle-Écosse	0,131	(0,146)	0,182	(0,172)	0,130	(0,146)	0,189	(0,173)
Nouveau-Brunswick	0,017	(0,127)	0,060	(0,155)	0,020	(0,128)	0,065	(0,155)
Ontario	-0,033	(0,104)	-0,082	(0,124)	-0,038	(0,105)	-0,079	(0,125)
Manitoba	0,044	(0,169)	-0,148	(0,203)	0,038	(0,169)	-0,148	(0,203)
Saskatchewan	-0,051	(0,180)	-0,229	(0,209)	-0,064	(0,180)	-0,228	(0,210)
Alberta	-0,060	(0,127)	-0,180	(0,148)	-0,066	(0,127)	-0,179	(0,148)
C.-B.	0,086	(0,122)	0,009	(0,142)	0,085	(0,122)	0,012	(0,143)
T.-N.-O. et Yukon	0,319	(0,456)	0,429	(0,517)	0,318	(0,457)	0,442	(0,517)
Salaire perdu	-0,134	(0,039)	-0,144	(0,045)	-0,135	(0,039)	-0,143	(0,045)
Perte d'emp. syn.	-0,029	(0,052)	0,080	(0,065)	-0,027	(0,053)	0,083	(0,065)
Récep. d'un préavis	0,024	(0,055)	0,079	(0,067)	0,022	(0,055)	0,078	(0,067)
A eu date de rappel	-0,275	(0,060)	0,097	(0,088)	-0,277	(0,061)	0,096	(0,088)
Perte d'emp. saison.	-0,024	(0,052)	-0,003	(0,065)	-0,021	(0,052)	-0,003	(0,065)
Ancien. dans poste per.	-0,002	(0,007)	0,023	(0,008)	-0,002	(0,007)	0,024	(0,008)
Ancien. au carré	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
Taux de chôm. rég.	-0,016	(0,009)	-0,017	(0,011)	-0,016	(0,009)	-0,018	(0,011)
Droit aux prestations d'AC : ****								
20 à 29 semaines	-0,232	(0,065)	-0,174	(0,077)				
30 à 39 semaines	-0,252	(0,068)	-0,189	(0,081)				
40 à 49 semaines	-0,278	(0,072)	-0,236	(0,086)				
10 à 19 semaines					-0,249	(0,163)	-0,148	(0,182)
20 à 29 semaines					-0,124	(0,100)	-0,094	(0,115)
30 à 39 semaines					-0,218	(0,120)	-0,262	(0,149)
40 à 49 semaines					-0,225	(0,118)	-0,249	(0,139)
50 semaines					-0,426	(0,299)	-0,378	(0,335)
Prest. d'AC seulement :								
20 à 29 semaines					-0,270	(0,070)	-0,205	(0,084)
30 à 39 semaines					-0,261	(0,072)	-0,172	(0,086)
40 à 49 semaines					-0,293	(0,076)	-0,233	(0,091)
50 semaines					-0,223	(0,127)	-0,316	(0,153)
Pas rép. au sond. 2	0,230	(0,054)	0,281	(0,062)	0,230	(0,054)	0,286	(0,062)
Nombre d'observ.	5,681		3,466		5,681		3,466	
Pseudo-R carré	0,043		0,058		0,044		0,058	

* Si les répondants n'ont pas répondu au deuxième sondage, la situation professionnelle utilisée ici est celle déclarée au premier sondage
** Éducation manquante : diplôme universitaire
*** Province manquante : Québec
**** Catégorie d'admissibilité manquante : inadmissible

en fait réclamé des prestations par rapport à ceux qui n'ont pas réclamé les prestations auxquelles ils avaient droit. Les variables ayant un coefficient positif dans ce tableau accroissent la probabilité qu'une personne ait quitté la population active au moment de l'entrevue de suivi.

Comme prévu, plusieurs facteurs autres que les prestations d'assurance-chômage ont également une incidence sur la probabilité de quitter la population active. Cette probabilité est plus élevée pour les travailleurs âgés, les personnes handicapées et les hommes. Par ailleurs, les personnes qui ont eu une date de rappel et celles qui touchent un salaire plus élevé à leur ancien emploi risquent moins de quitter la population active. Les prestations d'assurance-chômage ont une incidence négative sur la probabilité de quitter la population active bien que l'effet soit à peu près de la même ampleur, quelle que soit la durée des prestations. Les coefficients sont relativement similaires pour tout l'échantillon et pour le sous-échantillon excluant les travailleurs mis à pied temporairement.

Quand on permet l'utilisation de coefficients différents pour ceux qui ont réclamé ou n'ont pas réclamé de prestations, les effets sont plus prononcés et plus importants chez les prestataires. Il s'agit d'un résultat intéressant puisqu'il laisse entendre que les prestataires et les non-prestataires, tout en ayant droit aux mêmes prestations, se comportent différemment. Dans l'interprétation des données, il convient toutefois de noter que dans les tests statistiques formels, l'hypothèse de comportement identique ne peut être rejetée.

C. L'assurance-chômage et la probabilité de trouver un nouvel emploi

Dans la présente section, nous examinons la probabilité qu'un travailleur en chômage trouve un nouvel emploi. Les résultats reliant cette probabilité à l'assurance-chômage et à d'autres caractéristiques observables sont présentés au tableau 5. La première colonne du tableau inclut toutes les personnes ayant perdu leur emploi alors que la seconde ne concerne que les personnes qui demeurent dans la population active. Dans la troisième colonne, on supprime à la fois les personnes qui quittent la population active et les travailleurs qui sont rappelés par leur ancien employeur après une mise-à-pied temporaire (et identifiés sous la rubrique "personnes rappelées" au Tableau 5). À de nombreux égards, les résultats de ce tableau reflètent l'effet démobilisateur bien connu de l'assurance-chômage : les personnes qui touchent des prestations d'assurance-chômage peuvent se permettre d'être plus exigeantes lorsqu'elles cherchent un nouvel emploi et, par conséquent, leur situation de prestataire affaiblit la probabilité qu'elles aient trouvé un emploi au moment du sondage.

Tableau 5
Incidence de l'assurance-chomage sur la probabilite de trouver un nouvel emploi
Analyse par la methode des probits de la probabilite de trouver un nouvel emploi
(Ecarts-types entre parentheses)

	Échantillon au complet	Excluant les personnes ne faisant plus partie de la population active	Excluant les personnes ne faisant plus partie de la population active et les pers. rappelées
Âge	-0,015 (0,002)	-0,017 (0,003)	-0,024 (0,003)
Marié	0,053 (0,046)	0,156 (0,055)	0,174 (0,064)
Minorité	-0,204 (0,051)	-0,227 (0,060)	-0,214 (0,070)
Handicapé	-0,316 (0,078)	-0,292 (0,097)	-0,255 (0,112)
Sexe	-0,221 (0,045)	-0,111 (0,054)	-0,151 (0,064)
Entrevue en anglais	-0,169 (0,091)	-0,320 (0,109)	-0,300 (0,125)
Scolarité :*			
Autre formation	0,021 (0,144)	0,144 (0,187)	0,113 (0,212)
Primaire	-0,190 (0,107)	-0,129 (0,131)	-0,279 (0,156)
Études secondaires inachevées	-0,210 (0,078)	-0,232 (0,095)	-0,346 (0,109)
Diplôme d'études secondaires	-0,113 (0,075)	-0,101 (0,091)	-0,151 (0,104)
Études collégiales inachevées	-0,059 (0,105)	0,045 (0,133)	-0,015 (0,152)
Diplôme d'études collégiales	-0,073 (0,087)	-0,100 (0,105)	-0,064 (0,118)
Études universitaires inachevées	-0,028 (0,110)	0,004 (0,136)	0,070 (0,152)
Province :**			
Terre-Neuve	-0,066 (0,157)	0,037 (0,184)	-0,284 (0,229)
Î.-P.-É.	0,432 (0,340)	0,512 (0,407)	0,331 (0,541)
Nouvelle-Écosse	0,006 (0,133)	0,082 (0,156)	-0,016 (0,180)
Nouveau-Brunswick	0,107 (0,117)	0,038 (0,137)	-0,020 (0,163)
Ontario	0,199 (0,096)	0,209 (0,114)	0,235 (0,129)
Manitoba	0,400 (0,170)	0,548 (0,219)	0,679 (0,244)
Saskatchewan	0,479 (0,176)	0,528 (0,212)	0,718 (0,232)
Alberta	0,264 (0,117)	0,235 (0,138)	0,367 (0,154)
Colombie-Britannique	0,264 (0,114)	0,248 (0,134)	0,342 (0,152)
T.-N.-O. et Yukon	-0,104 (0,406)	-0,053 (0,457)	-0,493 (0,599)
Salaire perdu	0,111 (0,038)	0,087 (0,047)	0,079 (0,053)
Perte d'un emploi syndiqué	0,169 (0,050)	0,166 (0,060)	0,006 (0,072)
Réception d'un préavis	0,095 (0,054)	0,180 (0,067)	0,169 (0,079)
A eu une date de rappel	0,438 (0,058)	0,461 (0,072)	-0,187 (0,098)
Perte d'un emploi saisonnier	0,186 (0,050)	0,206 (0,061)	0,088 (0,074)
Ancienneté du poste perdu	0,011 (0,006)	0,007 (0,008)	-0,040 (0,011)
Ancienneté au carré	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)
Taux de chômage régional	0,005 (0,008)	-0,007 (0,010)	-0,010 (0,011)
N'a pas répondu au sondage	-0,650 (0,047)	-0,767 (0,055)	-0,782 (0,064)
Droit aux prestations d'AC : ***			
10 à 19 semaines	0,238 (0,100)	0,031 (0,119)	0,064 (0,134)
20 à 29 semaines	0,094 (0,065)	0,010 (0,082)	-0,018 (0,093)
30 à 39 semaines	-0,047 (0,066)	-0,155 (0,082)	-0,219 (0,095)
40 à 49 semaines	-0,116 (0,068)	-0,231 (0,084)	-0,308 (0,098)
50 semaines	-0,252 (0,107)	-0,479 (0,125)	-0,510 (0,149)
Pseudo R-carré	0,099	0,127	0,145
Nombre d'observations :	5 492	4 826	2 708

* Éducation manquante : diplôme universitaire
** Province manquante : Québec
*** Catégorie d'admissibilité manquante : non admissible

Les résultats du tableau vont dans le sens de cette interprétation. Pour les travailleurs qui sont prestataires pendant de longues périodes, les probabilités de trouver un nouvel emploi se trouvent réduites. Il est intéressant de comparer cette information à l'observation qui ressort du tableau 3, selon laquelle tant les taux d'épuisement des prestations que les taux de placement ont grimpé entre 1993 et 1995. Certaines données nous indiquent dans le tableau 5 que les travailleurs ayant de courtes périodes d'admissibilité aux prestations (précisément ceux pour lesquels on pourrait s'attendre à un épuisement des prestations) sont en réalité plus susceptibles de trouver un nouvel emploi que les travailleurs qui ne sont pas admissibles aux prestations. Cela pourrait renforcer l'hypothèse selon laquelle les travailleurs ayant de courtes périodes d'admissibilité aux prestations n'ont pas vu diminuer leurs chances d'obtenir un emploi.

Cette coexistence de probabilités élevées de demande de prestations et de courte durée d'emploi n'est pas incompatible avec la présence de travailleurs qui ne travaillent que suffisamment longtemps pour demander à toucher les prestations.

Mais la question de trouver un nouvel emploi se rattache à la question de savoir combien de temps durera ce nouvel emploi. Lorsqu'on évalue les conséquences de l'effet démobilisateur de l'assurance-chômage sur la probabilité de trouver un nouvel emploi, il est important d'examiner certaines mesures de la durée d'emploi. Bien que les prestations d'assurance-chômage puissent nuire à certains travailleurs dans la recherche d'un nouvel emploi, on ne peut nier que ceux qui trouvent effectivement un emploi sont plus susceptibles d'en être contents et, par conséquent, moins enclins à le quitter après une courte période. Pour intégrer ce facteur, nous conduisons une analyse statistique de la probabilité que les personnes qui trouvent un nouvel emploi l'auront de nouveau perdu à la date du sondage. Si l'assurance-chômage joue un rôle positif dans la qualité des emplois, dans ce cas cette probabilité devrait être inversement proportionnelle au nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage.

Les six colonnes du tableau 6 renferment les résultats à la fois de l'ensemble de l'échantillon et du sous-échantillon, une fois enlevées les personnes qui reprennent leur ancien emploi. On y présente également des résultats où l'on a ajouté des variables binaires pour indiquer si les prestations d'assurance-chômage ont été épuisées (colonnes trois et quatre) et si les prestations d'assurance-chômage ont été en fait demandées (colonnes cinq et six). Dans tous les cas, on observe une corrélation entre une plus longue durée de prestations d'assurance-chômage et une réduction de la probabilité que le travailleur aura perdu son emploi à la date du sondage. Le fait que les prestations ont été épuisées n'a pas d'incidence notable sur la probabilité que le nouvel emploi soit de nouveau perdu à la date du sondage. Le fait de demander des prestations a une incidence positive notable sur la probabilité de perdre un emploi à nouveau. Cette coexistence de probabilités élevées de demande de prestations et de courte durée d'emploi n'est pas incompatible avec la présence de travailleurs qui ne travaillent que suffisamment longtemps pour demander à toucher les prestations.

Tableau 6
L'assurance-chômage et la stabilité de l'emploi
Probabilité que les personnes qui ont trouvé un emploi aient de nouveau perdu au moment du sondage
Modèle aléatoire proportionnel Cox
(Écarts-types entre parenthèses)

	Échantillon au complet	Excluant les mises à pied temporaires	Échantillon au complet	Excluant les mises à pied temporaires	Échantillon au complet	Excluant les mises à pied temporaires
Âge	0,020 (0,004)	0,022 (0,005)	0,020 (0,004)	0,022 (0,005)	0,020 (0,004)	0,022 (0,005)
Marié	-0,243 (0,077)	-0,316 (0,102)	-0,243 (0,077)	-0,315 (0,102)	-0,242 (0,077)	-0,309 (0,102)
Minorité	0,088 (0,088)	0,036 (0,116)	0,088 (0,088)	0,037 (0,116)	0,093 (0,088)	0,050 (0,116)
Handicapé	0,216 (0,138)	0,227 (0,179)	0,217 (0,138)	0,228 (0,180)	0,229 (0,138)	0,249 (0,180)
Homme	-0,216 (0,081)	-0,227 (0,111)	-0,217 (0,081)	-0,227 (0,111)	-0,230 (0,081)	-0,233 (0,111)
Entrevue en anglais	-0,168 (0,166)	-0,243 (0,215)	-0,166 (0,167)	-0,242 (0,215)	-0,126 (0,166)	-0,183 (0,214)
Scolarité : *						
Autre formation	0,519 (0,207)	0,471 (0,284)	0,521 (0,207)	0,471 (0,284)	0,522 (0,207)	0,454 (0,284)
Primaire	0,331 (0,185)	0,331 (0,264)	0,330 (0,185)	0,328 (0,265)	0,315 (0,186)	0,243 (0,265)
Étu. sec. inache.	0,291 (0,144)	0,421 (0,195)	0,290 (0,144)	0,420 (0,196)	0,267 (0,144)	0,360 (0,196)
Dip. d'étu. sec.	0,258 (0,138)	0,386 (0,186)	0,259 (0,138)	0,386 (0,186)	0,255 (0,138)	0,381 (0,186)
Étu. coll. inache.	0,148 (0,188)	0,391 (0,238)	0,150 (0,188)	0,392 (0,238)	0,151 (0,188)	0,415 (0,238)
Dip. d'étu. coll.	0,208 (0,164)	0,296 (0,214)	0,208 (0,164)	0,295 (0,214)	0,197 (0,164)	0,287 (0,214)
Étu. univ. inache.	0,337 (0,188)	0,571 (0,237)	0,338 (0,188)	0,572 (0,237)	0,354 (0,188)	0,634 (0,237)
Province : **						
Terre-Neuve	0,661 (0,247)	0,734 (0,366)	0,661 (0,247)	0,733 (0,366)	0,603 (0,247)	0,625 (0,365)
Î.-P.-É.	0,430 (0,533)	0,824 (0,629)	0,432 (0,533)	0,826 (0,629)	0,491 (0,533)	0,911 (0,628)
Nouvelle-Écosse	0,444 (0,225)	0,707 (0,293)	0,443 (0,225)	0,706 (0,293)	0,409 (0,226)	0,663 (0,292)
Nouveau-Brunswick	0,292 (0,186)	0,625 (0,233)	0,291 (0,186)	0,623 (0,233)	0,245 (0,187)	0,627 (0,233)
Ontario	-0,101 (0,179)	0,032 (0,232)	-0,101 (0,179)	0,031 (0,232)	-0,112 (0,180)	-0,001 (0,230)
Manitoba	0,376 (0,258)	0,217 (0,352)	0,376 (0,258)	0,217 (0,352)	0,370 (0,259)	0,236 (0,352)
Saskatchewan	0,256 (0,272)	0,252 (0,344)	0,255 (0,272)	0,251 (0,344)	0,234 (0,272)	0,204 (0,343)
Alberta	0,532 (0,202)	0,538 (0,256)	0,531 (0,202)	0,536 (0,256)	0,499 (0,203)	0,460 (0,255)
C.-B.	0,221 (0,199)	0,273 (0,253)	0,221 (0,199)	0,272 (0,253)	0,200 (0,200)	0,231 (0,252)
T.N.-O.	-0,522 (1,027)	0,237 (1,060)	-0,518 (1,027)	0,235 (1,060)	-0,375 (1,028)	0,188 (1,060)
Salaire perdu	-0,087 (0,066)	-0,040 (0,085)	-0,088 (0,066)	-0,040 (0,085)	-0,092 (0,067)	-0,048 (0,085)
Perte d'un poste syn.	0,326 (0,080)	0,632 (0,105)	0,326 (0,080)	0,632 (0,105)	0,308 (0,080)	0,628 (0,106)
Préavis reçu	-0,142 (0,092)	-0,091 (0,125)	-0,143 (0,092)	-0,092 (0,125)	-0,148 (0,092)	-0,113 (0,125)
A eu une date rappel	-0,881 (0,107)	-0,700 (0,218)	-0,881 (0,107)	-0,700 (0,218)	-0,889 (0,108)	-0,717 (0,218)
Perte d'emp. saison.	0,368 (0,075)	0,293 (0,103)	0,366 (0,075)	0,292 (0,103)	0,354 (0,075)	0,285 (0,103)
Ancien. du poste perdu	-0,057 (0,011)	-0,060 (0,018)	-0,058 (0,011)	-0,061 (0,018)	-0,060 (0,011)	-0,062 (0,018)
Ancien. au carré	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
Taux de chômage région.	0,037 (0,012)	0,040 (0,016)	0,037 (0,012)	0,040 (0,016)	0,036 (0,012)	0,039 (0,016)
N'a pas rép. au sond. 2	0,830 (0,076)	0,965 (0,097)	0,832 (0,077)	0,966 (0,097)	0,826 (0,076)	0,950 (0,097)
Droit aux prest. d'AC : ***						
10 à 19 semaines	0,035 (0,136)	0,040 (0,169)	0,031 (0,137)	0,038 (0,170)	-0,052 (0,137)	-0,077 (0,171)
20 à 29 semaines	0,053 (0,097)	0,120 (0,123)	0,050 (0,098)	0,117 (0,124)	-0,054 (0,100)	-0,016 (0,127)
30 à 39 semaines	-0,240 (0,105)	-0,233 (0,142)	-0,242 (0,106)	-0,235 (0,142)	-0,355 (0,108)	-0,389 (0,146)
40 à 49 semaines	-0,649 (0,128)	-0,549 (0,174)	-0,651 (0,128)	-0,550 (0,175)	-0,755 (0,130)	-0,664 (0,176)
50 semaines	-0,481 (0,200)	-0,260 (0,270)	-0,483 (0,200)	-0,264 (0,271)	-0,582 (0,201)	-0,440 (0,274)
Prestations épuisées			0,018 (0,072)	0,012 (0,096)		
Prestations demandées					0,373 (0,083)	0,455 (0,105)
Nombre d'observ.	4 516	2 299	4 516	2 299	4 516	2 299
Pseudo R-carré	0,041	0,047	0,041	0,047	0,042	0,050

* Éducation manquante : diplôme universitaire

** Province manquante : Québec

*** Catégorie d'admissibilité manquante : inadmissible

D. L'assurance-chômage et le salaire associé au nouvel emploi

Le tableau 7 présente les résultats qui indiquent comment le logarithme du salaire associé au nouvel emploi varie compte tenu des facteurs observables dont on dispose et, en particulier, de la durée de la période d'admissibilité à l'assurance-chômage. Comme cela était le cas tout au long de l'étude, une série de résultats concerne l'ensemble de l'échantillon alors qu'une autre série ne comprend pas les travailleurs qui reprennent le même emploi. Les deux premières colonnes calculent le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage en appliquant les règles du Projet de loi C-17. La deuxième série de colonnes utilise un nombre hypothétique de semaines de prestations calculées en prenant pour hypothèse que les règles antérieures au Projet de loi C-17 sont encore appliquées. Ces résultats contre factuels ont été inclus pour qu'on puisse retenir la possibilité que le chômeur a évalué les prestations auxquelles il a droit d'après son expérience des règles antérieures au Projet de loi C-17. Si cela était le cas, on pourrait établir un lien encore plus étroit entre ces calculs erronés et les effets sur le salaire, qu'avec les semaines réelles selon le Projet de loi C-17.

Pour interpréter les coefficients obtenus à partir de cette analyse, il est important de souligner que les variables utilisées sont définies de façon à ce que les personnes ayant droit à 50 semaines de prestations aient un coefficient de zéro. Les coefficients pour les autres groupes indiquent alors si leur situation est meilleure ou pire que celle des personnes ayant droit à 50 semaines de prestations. Par exemple, la première colonne du tableau 7 donne un coefficient de 0,016 pour les non-admissibles, ce qui signifie que les personnes non admissibles aux prestations ont eu, en moyenne, un salaire de réembauche de 1,6 p. 100 plus élevé que les personnes ayant eu droit à 50 semaines de prestations.

Si l'on examine les résultats en appliquant les règles actuelles du Projet de loi C-17 (les deux premières colonnes du tableau), on découvre que le fait de bénéficier de prestations pendant une période allant jusqu'à 40 semaines conduit à un salaire de réembauche plus élevé que le fait de ne pas être admissible aux prestations. Fait intéressant, cet effet est plus affirmé pour ceux qui ont un nombre assez réduit de semaines de prestations : le nouveau salaire est de 10,7 p. 100 plus élevé pour ceux qui bénéficient de 10 à 19 semaines de prestations que pour ceux qui bénéficient de 50 semaines de prestations. L'utilisation des variables incorrectes des semaines d'avant le Projet de loi C-17 produit des incidences salariales moins élevées et donne des résultats assez négatifs pour les personnes qui auraient eu de 30 à 50 semaines sous le régime antérieur au Projet de loi C-17. Cela reflète peut-être le fait que les personnes qui avaient droit à un nombre de semaines de prestations élevé

Tableau 7
L'incidence de l'assurance-chômage sur les nouveaux salaires
Régressions pour le logarithme du nouveau salaire horaire
(Ecarts-types entre parentheses)

	Règles du projet de loi C-17		Règles d'avant le projet de loi C-17	
	Échantillon au complet	Excluant les mises à pied temporaires	Échantillon au complet	Excluant les mises à pied temporaires
Âge	0,008 (0,004)	0,013 (0,007)	0,008 (0,004)	0,011 (0,007)
Variable âge au carré	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Marié	0,065 (0,018)	0,096 (0,030)	0,069 (0,019)	0,107 (0,032)
Minorité	-0,039 (0,021)	-0,031 (0,035)	-0,039 (0,022)	-0,034 (0,037)
Handicapé	-0,102 (0,035)	-0,091 (0,056)	-0,089 (0,036)	-0,064 (0,058)
Sexe	-0,150 (0,017)	-0,207 (0,029)	-0,143 (0,018)	-0,199 (0,031)
Entrevue en anglais	-0,016 (0,036)	-0,031 (0,061)	-0,002 (0,040)	-0,004 (0,068)
Scolarité : *				
Autre formation	-0,120 (0,050)	-0,140 (0,082)	-0,112 (0,053)	-0,124 (0,085)
Primaire	-0,199 (0,043)	-0,221 (0,078)	-0,202 (0,046)	-0,225 (0,082)
Étu. sec. inache.	-0,161 (0,029)	-0,232 (0,050)	-0,156 (0,030)	-0,220 (0,052)
Dip. d'étu. sec.	-0,149 (0,027)	-0,197 (0,045)	-0,144 (0,028)	-0,192 (0,047)
Étu. coll. inache.	-0,186 (0,038)	-0,175 (0,062)	-0,154 (0,040)	-0,147 (0,063)
Dip. d'étu. coll.	-0,104 (0,032)	-0,137 (0,051)	-0,101 (0,033)	-0,125 (0,053)
Étu. univ. inache.	-0,038 (0,039)	-0,062 (0,062)	-0,026 (0,040)	-0,044 (0,063)
Province :**				
Terre-Neuve	-0,024 (0,064)	-0,021 (0,125)	-0,040 (0,070)	-0,063 (0,134)
Î.-P.-É.	-0,176 (0,114)	-0,536 (0,234)	-0,195 (0,116)	-0,554 (0,238)
Nouvelle-Écosse	-0,026 (0,053)	0,011 (0,089)	-0,031 (0,056)	0,017 (0,095)
Nouveau-Brunswick	-0,047 (0,046)	0,014 (0,081)	-0,081 (0,059)	-0,075 (0,105)
Ontario	0,049 (0,038)	0,067 (0,063)	0,044 (0,042)	0,058 (0,071)
Manitoba	0,031 (0,062)	0,162 (0,097)	0,027 (0,065)	0,151 (0,102)
Saskatchewan	0,062 (0,064)	0,099 (0,097)	0,059 (0,067)	0,095 (0,103)
Alberta	0,058 (0,046)	0,085 (0,073)	0,052 (0,049)	0,068 (0,079)
Colombie-Britannique	0,056 (0,045)	0,061 (0,072)	0,051 (0,048)	0,041 (0,078)
T.-N.-O. et Yukon	0,154 (0,195)	0,031 (0,375)	0,122 (0,198)	-0,009 (0,380)
Salaire perdu	0,596 (0,015)	0,488 (0,024)	0,605 (0,015)	0,495 (0,025)
Perte d'emploi syn.	0,107 (0,018)	0,120 (0,033)	0,099 (0,019)	0,115 (0,035)
Réception d'un préavis	-0,009 (0,019)	-0,041 (0,034)	-0,008 (0,020)	-0,036 (0,036)
A eu une date de rappel	0,020 (0,020)	-0,030 (0,047)	0,026 (0,021)	-0,030 (0,050)
Perte d'emploi saison.	0,020 (0,018)	0,021 (0,032)	0,025 (0,019)	0,027 (0,034)
Ancienneté du poste perdu	0,000 (0,002)	-0,009 (0,005)	0,001 (0,003)	-0,009 (0,005)
Ancienneté au carré	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Taux de chômage rég.	0,004 (0,003)	0,005 (0,005)	0,004 (0,003)	0,006 (0,006)
N'a pas répondu au sond.	0,044 (0,021)	0,084 (0,034)	0,051 (0,022)	0,098 (0,035)
Non admis. aux prest. d'AC	0,016 (0,044)	0,015 (0,077)	-0,057 (0,032)	-0,052 (0,054)
Droit aux prest. d'AC : ***				
10 à 19 semaines	0,107 (0,050)	0,163 (0,086)	0,006 (0,043)	0,119 (0,079)
20 à 29 semaines	0,026 (0,044)	0,036 (0,076)	0,003 (0,037)	0,043 (0,062)
30 à 39 semaines	0,040 (0,043)	0,072 (0,075)	-0,023 (0,031)	-0,033 (0,054)
40 à 49 Semaines	0,016 (0,043)	0,012 (0,076)	-0,048 (0,029)	-0,015 (0,050)
Nombre d'observ.	4 510	2 285	4 207	2 152
Pseudo R-carré	0391	0286	0390	0281

* Éducation manquante : diplôme universitaire

** Province manquante : Québec

*** Catégorie d'admissibilité manquante : inadmissible

avant le Projet de loi C-17, mais des droits à des prestations inférieurs en vertu du Projet de loi C-17, ont retrouvé un emploi moins rémunérateur. Il semble aussi que cette variable hypothétique avait un pouvoir explicatif relativement faible.

Le tableau 8 illustre comment le rapport entre le nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage et le salaire obtenu dans le nouvel emploi a changé dans le cadre de divers régimes d'assurance-chômage. Trois situations sont comparées dans le tableau. Les résultats de l'étude actuelle fondés sur l'EPCC de 1995, les résultats obtenus lorsque la même méthode a été appliquée aux données de l'EPCC de 1993, et finalement les données de l'Enquête du Service national de placement utilisées dans Crémieux et coll. (1995a). Les résultats qui utilisent les séries de données de ces deux dernières enquêtes sont à peu près analogues, mais les résultats en vertu de l'enquête postérieure au Projet de loi C-17 se démarquent des tendances antérieures.

C'est ce qui ressort de la figure un, qui illustre les tendances des valeurs des coefficients du tableau 8 à partir d'un graphique. Pour les études antérieures au Projet de loi C-17, les coefficients sont la plupart du temps négatifs pour les répondants inadmissibles, puis augmentent graduellement vers la valeur zéro imposée pour ceux qui ont droit à 50 semaines de prestations. Cette tendance corrobore l'idée que de plus longues périodes d'admissibilité aux prestations ont des effets bénéfiques sur le salaire du nouvel emploi, peut-être parce que l'existence de périodes d'admissibilité plus longues permet une recherche d'emploi plus approfondie et sélective. La figure un montre notamment que les répondants qui ne sont pas admissibles aux prestations tirent de leur nouvel emploi un salaire d'à peu près 8 p. 100 de moins que celui des répondants bénéficiant de 50 semaines de prestations, et que les répondants ayant de 30 à 39 semaines de prestations ont des salaires inférieurs d'à peu près 3 p. 100 à ceux de ce groupe. Pour l'échantillon de l'EPCC de 1993, l'amélioration des salaires à mesure qu'augmente la période d'admissibilité aux prestations est constante pour toutes les catégories de personnes admissibles, mais le rapport est plus variable dans les données de l'ESNP. Globalement, cependant, ces deux échantillons livrent le même message.

En 1995, on observe un schéma entièrement différent dans la relation entre le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations et les salaires. Si l'on constate encore dans l'échantillon de l'EPCC de 1995 que les personnes non admissibles sont également celles qui obtiennent les plus faibles salaires au moment de la réembauche, la tendance précédente montrant une amélioration à mesure que l'on progresse dans le nombre de semaines de prestations n'existe plus. Selon cette enquête, ce sont les répondants ayant de 30 à 39 semaines de prestations qui obtiennent les nouveaux emplois les plus rémunérateurs (environ 7 p. 100 *de plus* que ceux bénéficiant de 50 semaines).

Tableau 8
Évolution de l'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires
Coefficient de l'incidence de la période d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage sur le log du nouveau salaire horaire

	ESNP *	EPCC 93**	EPCC 95
Non admissible	-0,072 (0,026)	-0,077 (0,029)	-0,007 (0,079)
Période d'adm. aux prestations d'AC :			
0 à 30 semaines	-0,012 (0,055)	-0,051 (0,034)	0,063 (0,074)
30 à 39 semaines	-0,030 (0,032)	-0,028 (0,028)	0,070 (0,075)
40 à 49 semaines	-0,002 (0,024)	-0,005 (0,021)	0,012 (0,076)
50 semaines	0	0	0

Écarts-type entre parenthèses
Catégorie manquante : 50 semaines

* De Crémieux et coll. (1995a), tableau E-1
** De Crémieux et coll. (1995b), tableau 11

Et sur tous les groupes admissibles aux prestations, ce sont ceux qui ont droit à 50 semaines qui obtiennent les nouveaux emplois les moins bien payés. La valeur des prestations d'assurance-chômage est normalisée à zéro pour le groupe ayant des prestations de 50 semaines et on observe des valeurs positives pour tous les autres groupes, sauf les personnes non admissibles.

Le changement observé dans la relation entre le nombre de semaines de prestations et le nouveau salaire peut être relié au fait que le Projet de loi C-17 a modifié la répartition des semaines de prestations auxquelles ont droit les travailleurs. La figure deux compare la répartition des semaines d'admissibilité aux prestations dans les échantillons des EPCC de 1993 et 1995. Les échantillons de l'ESNP et de l'EPCC de 1993 indiquent que la majorité des chômeurs étaient admissibles aux prestations pour une période de 50 semaines alors que l'échantillon de 1995 montre une répartition sur l'éventail de semaines de prestations avec une certaine concentration autour de 35 semaines de prestations. La répartition des semaines assurables a changé de façon beaucoup moins spectaculaire de sorte que les changements dans les périodes d'admissibilité aux prestations sont attribuables aux changements de politique dans les règles déterminant l'admissibilité aux prestations.

Figure 1

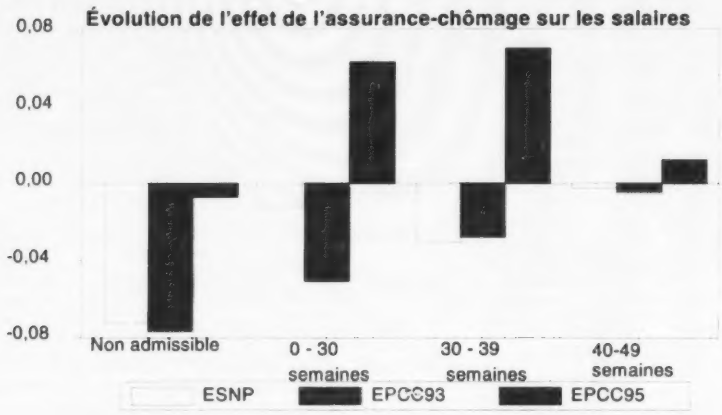
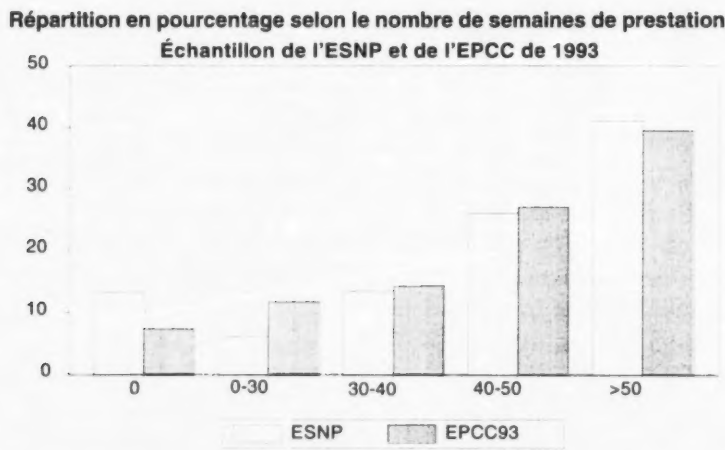
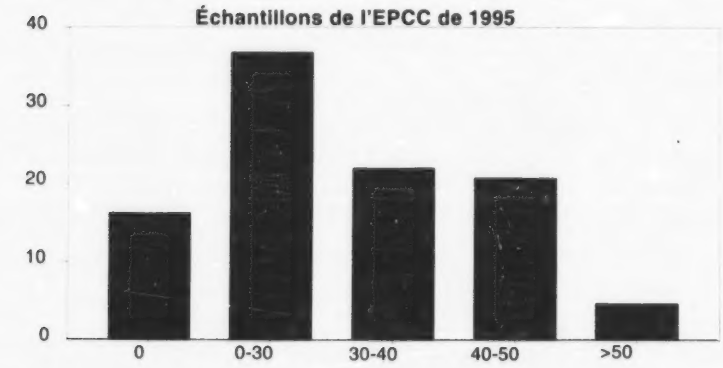


Figure 2





Il semble que le changement radical dans la répartition des semaines d'admissibilité aux prestations introduit par le Projet de loi C-17 ait un effet correspondant sur la relation entre le nombre de semaines d'assurance-chômage et le salaire. Fait intéressant, tant en 1993 qu'en 1995, il semble que la tranche de semaines de prestations d'assurance-chômage associée aux meilleurs salaires dans le nouvel emploi soit également à peu près celle où l'on trouve la concentration la plus dense de semaines de prestations. Dans l'EPCC de 1993, c'est dans le groupe de 50 semaines que l'on trouve cette concentration maximale alors que dans l'EPCC de 1995, c'est autour de 30 semaines. Cela donne à penser qu'il y a un lien entre le salaire obtenu et la position d'un répondant sans emploi au sein de la répartition des semaines de prestations plutôt qu'entre les salaires et le nombre réel de semaines.

Il est possible que les changements aux règles déterminant les périodes d'admissibilité aux prestations aient pris les travailleurs par surprise. Ces travailleurs n'ont peut-être pas planifié correctement leur recherche d'emploi et ont accepté une faible rémunération lorsqu'ils ont découvert qu'ils arrivaient en fin de prestations. De fait, ce comportement pourrait peut-être expliquer le grand nombre de variations extrêmes du salaire dans les données de l'EPCC de 1995. Afin d'examiner cette possibilité, nous avons créé une variable égale au changement dans le nombre de semaines de prestations, selon les régimes antérieur et postérieur au Projet de loi C-17. Lorsqu'elle a été incluse dans les régressions des nouveaux salaires, toutefois, cette mesure de l'effet de surprise du Projet de loi C-17 n'a pas eu d'effet statistique significatif.

E. L'assurance-chômage et la rémunération non salariale du nouvel emploi

Le tableau 9 permet d'analyser de quelle manière les caractéristiques non salariales des emplois évoluent en raison du passage d'un emploi à un autre. Le groupe de 2 448 personnes ayant trouvé un emploi est classé en fonction de la qualité de l'ancien et du nouvel emploi, pour chaque caractéristique. Ce tableau porte sur des éléments comme le caractère saisonnier d'un emploi, s'il est syndiqué ou non, s'il offre un régime de pension, un régime de soins dentaires ou un régime de soins de santé et, enfin, s'il s'agit d'un emploi à plein temps ou à temps partiel. Ces indices de qualité de l'emploi donnent des renseignements supplémentaires sur son caractère attrayant, qui s'ajoutent au salaire proposé.

L'une des caractéristiques étonnantes de ces données est que le nombre de travailleurs occupant un emploi saisonnier chute considérablement. Alors que 618 travailleurs indiquent que leur ancien emploi était saisonnier, on tombe à 124 dans le cas du nouvel emploi. Cette situation pourrait être attribuable au Projet de loi C-17 lorsqu'on sait que 91 p. 100 des répondants qui occupaient un emploi saisonnier classent leur nouvel emploi dans la catégorie des emplois non saisonniers. Il n'est cependant pas clair si les travailleurs ont l'intention d'occuper pendant longtemps ces nouveaux emplois non saisonniers.

On constate également qu'une grande proportion de répondants (23 p. 100) qui participent à l'échantillon de l'EPCC parce qu'ils ont perdu un emploi à plein temps, ne retrouvent pas d'emploi semblale par la suite. Bien que cette perte soit en partie compensée par la proportion élevée d'emplois à temps partiel qui deviennent des emplois à plein temps, l'effet net est que l'on passe de 3 076 emplois à plein temps pour le premier emploi à seulement 2 775 emplois à plein temps pour le nouvel emploi. Ce changement réapparaît plus tard dans l'étude sous la forme d'une diminution du nombre d'heures travaillées par semaine, ce qui peut avoir une incidence négative sur le revenu hebdomadaire. Le tableau 10 montre la relation entre l'assurance-chômage et les caractéristiques non salariales de l'emploi. La moitié supérieure du tableau vise l'ensemble de l'échantillon, alors que la partie inférieure porte uniquement sur les pertes d'emplois autres que les mises à pied temporaires. L'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage ne semble pas accroître la probabilité qu'un nouvel emploi soit syndiqué ou qu'il offre un régime de pension. Pour une personne admissible aux prestations dans la fourchette de 20 à 29 semaines, la probabilité que le nouvel emploi soit saisonnier augmente en proportion de la durée de la période d'admissibilité aux prestations. Après ce seuil, la probabilité que le nouvel emploi soit saisonnier diminue à mesure que les prestations d'assurance-chômage sont accessibles pour une période plus longue. La catégorie de personnes admissibles à 50 semaines de prestations est celle qui a la plus faible probabilité de trouver un emploi saisonnier.

Il convient de signaler qu'une variable indiquant la saisonnalité du dernier emploi est incluse séparément dans l'équation ce qui évite de ne rendre qu'un lien entre la saisonnalité de l'emploi perdu et une réduction de la période d'admissibilité. Ce résultat semble aller à l'encontre des idées traditionnelles bien ancrées voulant qu'une longue période d'admissibilité aux prestations incite les travailleurs à choisir des emplois saisonniers. La probabilité de trouver un nouvel emploi saisonnier est plus élevée pour les travailleurs touchant des prestations sur une période de 20 à 29 semaines, ce qui ne correspond pas au cycle 10/42 qui prédomine dans la perception populaire. Le moment où l'échantillon de L'EPCC est pris peut cependant signifier que nous ne captons pas les répondants de secteurs qui offrent surtout des emplois saisonniers.

Tableau 9
Indices de la qualité de l'emploi

Salaires :	EPCC 93	EPCC 95
Perte salariale moyenne	-0,009 (0,538)	-0,041 (0,708)
Perte salariale moyenne (excluant les variations extrêmes)	-0,009 (0,343)	-0,007 (0,362)

Autres avantages sociaux (EPCC 95)

		L'ancien emploi était-il syndiqué?	
		Non	Oui
L'ancien emploi était-il syndiqué?			
	Non	1 551	280
	Oui	233	384

		L'ancien emploi était-il saisonnier?	
		Non	Oui
L'ancien emploi était-il saisonnier?			
	Non	1 762	562
	Oui	68	56

		L'ancien emploi offrait-il un régime de pension?	
		Non	Oui
L'ancien emploi offrait-il un régime de pension?			
	Non	1 454	295
	Oui	332	367

		L'ancien emploi offrait-il un régime d'assurance-maladie?	
		Non	Oui
L'ancien emploi offrait-il un régime d'assurance-maladie?			
	Non	1 000	423
	Oui	404	621

		L'ancien emploi offrait-il un régime de soins dentaires?	
		Non	Oui
L'ancien emploi offrait-il un régime de soins dentaires?			
	Non	1 075	394
	Oui	394	585

		L'ancien emploi était-il à plein temps?	
		Non	Oui
L'ancien emploi était-il à plein temps?			
	Non	279	709
	Oui	408	2 367

Nombre de semaines de travail envisagées dans le nouvel emploi pour l'année suivante :

Semaines	% de répondants
0 à 9	12,7
10 à 19	8,1
20 à 29	6,8
30 à 39	4,3
40 à 49	4,2
50 ou plus	63,9

Tableau 10
Incidence de l'assurance-chomage sur les autres aspects de la qualite de l'emploi
Analyse par la methode des probits (ecarts-types entre parentheses) de la probabilite que le nouvel emploi aura les caracteristiques suivantes

Échantillon au complet	Emploi syndiqué	Emploi saisonnier	Régime de pension	Régime de soins de santé	Programme dentaire	Empl. à plein temps
Non admissible	0,361 (0,134)	0,245 (0,173)	0,087 (0,125)	-0,131 (0,117)	-0,021 (0,119)	-0,214 (0,105)
A droit à une pér. de 10 à 19 sem.	0,382 (0,150)	0,126 (0,191)	0,074 (0,140)	-0,213 (0,132)	-0,038 (0,134)	-0,261 (0,119)
A droit à une pér. de 20 à 29 sem.	0,363 (0,133)	0,312 (0,171)	0,100 (0,124)	-0,175 (0,116)	-0,098 (0,118)	-0,262 (0,104)
A droit à une pér. de 30 à 39 sem.	0,274 (0,130)	0,238 (0,168)	0,095 (0,121)	-0,196 (0,113)	-0,173 (0,115)	-0,201 (0,101)
A droit à une pér. de 40 à 49 sem.	0,156 (0,132)	-0,022 (0,175)	0,024 (0,122)	-0,130 (0,114)	-0,042 (0,115)	-0,185 (0,102)
Mêmes caract. dans l'emploi perdu?	2,072 (,052)	,916 (,062)	1,427 (,052)	1,303 (,047)	1,380 (,048)	1,017 (,047)
Nombre d'observations	4 533	4 525	4 533	4 533	4 533	4 533
Pseudo R-carré	0,434	0,171	0,300	0,260	0,283	0,145
Excluant les mises à pied temporaires	**Emploi syndiqué**	**Emploi saisonnier**	**Régime de pension**	**Régime de soins de santé**	**Programme dentaire Plan**	**Empl. à plein temps Job**
Non admissible	0,408 (0,192)	0,382 (0,334)	0,165 (0,176)	-0,194 (0,159)	-0,157 (0,161)	-0,343 (0,143)
A droit à une pér. de 10 à 19 sem.	0,417 (0,211)	0,437 (0,357)	0,140 (0,195)	-0,324 (0,178)	-0,255 (0,180)	-0,418 (0,161)
A droit à une pér. de 20 à 29 sem.	0,482 (0,191)	0,580 (0,331)	0,206 (0,175)	-0,268 (0,158)	-0,227 (0,160)	-0,427 (0,142)
A droit à une pér. de 30 à 39 sem.	0,321 (0,190)	0,478 (0,328)	0,145 (0,173)	-0,255 (0,156)	-0,264 (0,158)	-0,351 (0,140)
A droit à une pér. de 40 à 49 sem.	0,097 (0,195)	0,091 (0,342)	0,075 (0,176)	-0,179 (0,158)	-0,104 (0,159)	-0,285 (0,141)
Mêmes caract. dans l'emploi perdu?	1,145 (0,073)	0,364 (0,103)	0,819 (0,074)	0,649 (0,063)	0,668 (0,064)	0,402 (0,062)
Nombre d'observ.	2 302	2 299	2 302	2 302	2 302	3 548
Pseudo R-carré	0,245	0,108	0,102	0,069	0,123	0,095

Les régressions incluent également toutes les autres variables, y compris dans le tableau onze, mais ce n'est pas indiqué ici.

Cela donne à penser que l'assurance-chômage peut avoir un effet positif à la fois sur le salaire hebdomadaire et sur la valeur de la rémunération totale lorsqu'on mesure à la fois les avantages sociaux et le salaire.

Enfin, un plus long temps de prestation semble donner la possibilité de trouver un emploi qui offre non seulement le plein temps, mais des avantages sociaux tels un régime de soins de santé et des programmes de soins dentaires. Cela donne à penser que l'assurance-chômage peut avoir un effet positif à la fois sur le salaire hebdomadaire et sur la valeur de la rémunération totale lorsqu'on mesure à la fois les avantages sociaux et le salaire.

F. L'assurance-chômage et la durée prévue du nouvel emploi

Dans le tableau 11, nous présentons des résultats qui font le lien entre des caractéristiques observables et le nombre prévu de semaines de travail du nouvel emploi . Les résultats sont présentés à la fois pour l'ensemble de l'échantillonnage et pour le sous-échantillon de répondants qui ne reprennent pas leur emploi précédent. Pour chacun de ces échantillons, nous présentons d'abord les résultats sans la durée de l'emploi précédent, puis avec cette durée. En omettant la durée de l'emploi précédent, nous pouvons lier les caractéristiques personnelles à la stabilité d'occupation du nouvel emploi, sans que ces effets relatifs à la stabilité soient pris en compte d'après leur incidence dans l'emploi précédent.

Les répercussions de certaines caractéristiques ne sont pas modifiées par l'absence ou la présence de mises à pied temporaires. Comme on peut s'y attendre, les personnes ayant occupé pendant plus longtemps un emploi antérieur sont également celles qui envisagent de passer un plus grand nombre de semaines à leur nouvel emploi. Notamment les personnes qui perdent un emploi saisonnier, un emploi syndiqué, ou qui vivent dans une région possédant un taux de chômage élevé ont tendance à s'attendre à ce que leur nouvel emploi dure moins longtemps. Les répondants des provinces autres que le Québec s'attendent à une durée d'emploi plus courte, ce qui est un effet statistiquement important pour les provinces autres que l'Ontario.

Les variables comme le sexe et la langue de l'entrevue n'ont un effet que pour l'ensemble de l'échantillonnage. Bien que les hommes aient tendance à s'attendre à un nouvel emploi de plus courte durée, c'est un fait de moindre importance statistiquement, une fois les mises à pied temporaires exclues. L'effet positif d'une entrevue menée en anglais perd également toute importance statistique une fois les mises à pied temporaires exclues. Enfin, le niveau de scolarité n'a d'incidence que si l'on exclut les mises à pied temporaires. La seule incidence observée régulièrement dans les variables de la scolarité est que les personnes ayant fait des études universitaires s'attendent à des périodes de chômage plus courtes.

Pour les variables saisissant le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage, la tendance générale observée est que la durée des prestations accroît la durée prévue du nouvel emploi. On se démarque ici du stéréotype qui veut que de courtes périodes d'emploi soient associées à de longues périodes de prestations d'assurance-chômage selon le modèle traditionnel 10/42 de l'utilisation de l'assurance-chômage. Bien que les résultats déjà présentés dans l'étude associent la demande de prestations d'assurance-chômage à une probabilité accrue de nouvelles pertes d'emplois, la solution de ce casse-tête est peut-être que la durée d'emploi attendue (autodéclarée) ne correspond pas toujours à la réalité.

Tableau 11
Incidence de l'assurance-chomage sur la duree prevue de l'emploi
Analyse par le modele de Tobit du nombre de semaines de travail prevu dans le nouvel emploi au cours de l'annee suivante
(Ecarts-types entre parentheses)

	Échantillon au complet				Excluant mises pied temporaires			
Âge	0,404	(0,259)	0,390	(0,254)	0,228	(0,586)	0,209	(0,562)
Variable âge au carré	-0,008	(0,004)	-0,008	(0,004)	-0,006	(0,010)	-0,006	(0,009)
Marié	0,859	(1,157)	0,790	(1,130)	2,948	(2,427)	1,697	(2,321)
Minorité	2,102	(1,401)	1,849	(1,370)	3,422	(2,895)	2,968	(2,771)
Handicapé	-0,745	(2,265)	-0,544	(2,217)	1,697	(4,691)	2,669	(4,509)
Homme	-4,306	(1,079)	-4,638	(1,055)	-0,576	(2,312)	-1,640	(2,215)
Entrevue en anglais	6,389	(2,214)	6,473	(2,158)	2,883	(4,854)	2,966	(4,611)
Scolarité :*								
Autre formation	4,678	(3,193)	4,942	(3,117)	4,771	(6,381)	9,155	(6,130)
Primaire	5,815	(2,908)	5,540	(2,838)	-4,592	(6,765)	-2,304	(6,447)
Étu. sec. inache.	7,460	(1,772)	7,284	(1,732)	7,219	(3,805)	9,406	(3,655)
Dip. d'étu. sec.	6,947	(1,605)	6,538	(1,567)	4,028	(3,372)	5,356	(3,225)
Étu. coll. inache.	4,820	(2,272)	4,449	(2,218)	0,543	(4,598)	2,283	(4,394)
Dip. d'étu. coll.	6,059	(1,891)	5,196	(1,846)	5,044	(3,825)	6,480	(3,665)
Étu. univ. inache.	0,537	(2,330)	0,556	(2,275)	-2,268	(4,593)	0,506	(4,410)
Province : **								
Terre-Neuve	-6,613	(4,198)	-6,243	(4,098)	-1,374	(10,703)	0,436	(10,240)
Î.-P.-É.	-13,293	(6,606)	-12,721	(6,450)	-18,087	(17,696)	-21,154	(16,781)
Nouvelle-Écosse	-8,267	(3,318)	-8,233	(3,240)	-13,731	(7,136)	-12,479	(6,814)
Nouveau-Brunswick	-10,464	(2,889)	-10,106	(2,818)	-18,176	(6,858)	-17,017	(6,519)
Ontario	-5,971	(2,320)	-5,988	(2,261)	-9,462	(4,986)	-9,006	(4,735)
Manitoba	-4,655	(3,932)	-4,857	(3,840)	-5,486	(7,602)	-5,621	(7,281)
Saskatchewan	-11,997	(4,012)	-11,763	(3,927)	-15,365	(7,525)	-15,548	(7,211)
Alberta	-11,919	(2,854)	-11,047	(2,786)	-14,300	(5,755)	-13,217	(5,483)
C.-B.	-6,354	(2,768)	-6,199	(2,700)	-7,431	(5,729)	-6,834	(5,455)
T.N.-O. et Yukon	12,604	(14,132)	13,331	(13,967)	-7,124	(29,202)	-3,422	(28,310)
Salaire perdu	-4,018	(0,893)	-4,322	(0,872)	-3,349	(1,854)	-2,666	(1,777)
Perte d'un emploi syn.	-7,831	(1,142)	-7,769	(1,115)	-17,441	(2,604)	-15,268	(2,491)
Préavis reçu	-0,233	(1,192)	-0,192	(1,163)	0,626	(2,680)	0,928	(2,564)
A eu une date de rappel	-2,433	(1,187)	-3,546	(1,165)	-5,821	(3,416)	-5,859	(3,257)
Perte d'emp. sais.	-14,460	(1,134)	-13,438	(1,110)	-13,387	(2,566)	-12,962	(2,447)
Ancien. du poste perdu	0,370	(0,156)	0,231	(0,153)	0,746	(0,368)	0,376	(0,353)
Ancienneté au carré	-0,010	(0,004)	-0,007	(0,004)	-0,019	(0,007)	-0,013	(0,007)
Taux de chômage rég.	-1,083	(0,192)	-0,990	(0,187)	-1,274	(0,415)	-1,034	(0,398)
Pas répondu enq. 2	1,153	(1,457)	2,715	(1,430)	3,871	(3,018)	6,220	(2,886)
Non admis. aux prest. d'AC	-16,512	(2,952)	-15,951	(2,886)	-16,615	(6,618)	-15,612	(6,381)
Durée de l'admis. aux prest. d'AC : ***								
10 à 19 semaines	-19,734	(3,265)	-18,923	(3,190)	-18,756	(7,313)	-17,943	(7,033)
20 à 29 semaines	-21,357	(2,921)	-20,041	(2,856)	-23,047	(6,563)	-19,318	(6,330)
30 à 39 semaines	-16,728	(2,857)	-15,670	(2,793)	-16,745	(6,471)	-14,840	(6,243)
40 à 49 semaines	-8,106	(2,883)	-7,797	(2,818)	-7,153	(6,562)	-6,329	(6,329)
Dur. de l'emp. mesurée			0,164	(0,016)			0,436	(0,045)
Nombre d'observations	3 262		3 260		1 626		1 625	
Pseudo R-carré	0,031		0,036		0,027		0,040	

* Éducation manquante : diplôme universitaire

** Province manquante : Québec

*** Catégorie d'admissibilité manquante : inadmissible

7. *Évaluation des effets du Projet de loi C-17 sur les nouveaux salaires*

Le tableau 12 présente les changements observés dans les salaires perçus de nouveaux emplois des échantillons de l'EPCC de 1993 et de 1995. Ces changements sont attribués à la nouvelle répartition des semaines d'assurance-chômage proposée par le Projet de loi C-17 et aux effets des semaines de prestations sur les salaires. Il faut se rappeler de l'analyse de la section 3 où nous examinons la nature de la relation entre le logarithme du nouveau salaire, w, et la durée de la période d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage, b, tout en vérifiant l'incidence des autres variables pertinentes, X. Cette relation était résumée par l'équation suivante :

$$ln(w) = h(b, X)$$

Un changement dans le nombre de semaines de prestations a des répercussions sur le nouveau salaire par l'intermédiaire du nombre de semaines de prestations (b) alors que toute modification du comportement conséquente au Projet de loi C-17 se traduit par des changements à la fonction h (b, X) pour un nombre donné de semaines de prestations.

Dans la présente section, pour les répondants à l'EPCC de 1995, nous calculons le salaire prévu d'un nouvel emploi d'après quatre situations différentes. Nous calculons d'abord le nombre de semaines de prestations auquel notre échantillon aurait droit selon les règles d'avant et d'après le Projet de loi C-17. Pour chacune de ces valeurs de b, le salaire prévu est calculé au moyen des fonctions estimatives h (b, X) tirées à la fois des échantillons de l'EPCC de 1993 et de 1995: ceci permet de calculer les salaires prévus en utilisant les quatre combinaisons possibles, à savoir les règles de 1993 en comparaison aux règles de 1995 et le comportement de 1993 en comparaison au comportement de 1995. Ce calcul est fait à la fois pour le salaire horaire prévu et pour le nombre hebdomadaire d'heures prévu dans le nouvel emploi.

Comme le montre la première partie du tableau 12, si les types de comportement étaient demeurés ce qu'ils étaient en 1993, la réduction des périodes de prestations introduite par le Projet de loi C-17 aurait eu pour effet de ramener le salaire horaire de 13,04 $ à 12,90 $. Nos résultats indiquent, cependant, qu'il y a eu en fait, entre 1993 et 1995, un changement

Tableau 12
Incidence des changements dans les règles et dans le comportement sur le revenu hebdomadaire

Ce tableau utilise les résultats de l'incidence des prestations d'assurance-chômage sur les salaires et sur le nombre d'heures travaillées dans l'EPCC de 1993 et de 1995 afin d'évaluer l'incidence totale des changements dans les règles d'assurance-chômage et dans le comportement individuel pour les répondants de l'échantillon de l'EPCC de 1995.

	Salaire horaire moyen	
	Règles de 1993	**Règles de 1995**
Comportement de 1993	$13,04	$12,90
Comportement de 1995	$13,87	$14,01
	Moyenne d'heures par semaine	
	Règles de 1993	**Règles de 1995**
Comportement de 1993	32,430	32,498
Comportement de 1995	28,887	28,458
	Incidence sur le revenu hebdomadaire (Différence dans le pourcentage dans le cas des règles de 1995 et du comportement de 1995)	
	Règles de 1993	**Règles de 1995**
Comportement de 1993	+6,05%	+5,2%
Comportement de 1995	+0,05%	0 (par définition)

Explication :

On utilise les coefficients sur le nombre estimatif de semaines d'admissibilité aux prestations établis en fonction de l'EPCC de 1993 pour calculer le nombre d'heures et le salaire moyen en supposant qu'il y a eu adaptation du comportement de 1993 aux semaines d'admissibilité à l'assurance-chômage, selon les règles de l'assurance-chômage de 1993 et celles de 1995. On peut faire la même observation en utilisant les coefficients sur le nombre estimatif de semaines d'admissibilité aux prestations établis en fonction de l'EPCC de 1995 afin de déterminer les valeurs correspondantes selon les adaptations comportementales de 1995. Les entrées diagonales des tableaux se rapportent donc aux situations réelles et les entrées hors-diagonale aux situations hypothétiques.

* Éducation manquante : diplôme universitaire
** Province manquante : Québec

de comportement qui a compensé cet effet sur le salaire. Signalons à cet égard que la combinaison des règles de 1995 et du comportement de 1993 produit le salaire horaire moyen le moins élevé (12,90 $) des quatre combinaisons règle-comportement, mais que celle des règles de 1995 et du comportement de 1995 donne lieu au salaire moyen le plus élevé des quatre (14,01 $). On peut en déduire qu'un changement de comportement (tel que saisi par les coefficients des effets salariaux de l'assurance-chômage dans la fonction h (b, X)) a largement compensé les effets des nouvelles règles.

Ces effets positifs au niveau du salaire horaire n'entraînent cependant aucune amélioration du revenu hebdomadaire, en raison des changements de comportement dans la relation entre la durée des prestations d'assurance-chômage et le nombre hebdomadaire d'heures de travail. L'effet des nouvelles règles inhérentes au Projet de loi C-17 sur le nombre d'heures travaillées par semaine semble modeste, quel que soit le type de comportement : ce nombre passe de 32,4 à 32,5 avec le comportement de 1993 et recule de 28,9 à 28,5 avec le comportement de 1995. L'incidence des changements dans le comportement, toutefois, est beaucoup plus importante. Les heures travaillées dans le nouvel emploi ont donc diminué entre l'échantillon de l'EPCC de 1993 et celui de 1995 en raison non pas de la diminution du nombre de semaines de prestations, mais d'un changement dans le lien entre le nombre de semaines de prestations et le nombre d'heures travaillées.

Une fois que l'on combine l'effet du salaire horaire et celui du nombre hebdomadaire d'heures de travail, la rémunération hebdomadaire est plus faible après le Projet de loi C-17. L'analyse présentée ci-avant montre que ce résultat est attribuable davantage à des changements de comportement relativement au nombre d'heures de travail qu'à des changements dans le salaire horaire. Cette constatation indique peut-être qu'il y a eu un changement dans la nature des stratégies de partage de l'emploi adoptées par les travailleurs et les entreprises pour tirer parti des subventions du système d'assurance-chômage. En raison des nouvelles règles d'admissibilité et des droits introduits par le Projet de loi C-17, il est maintenant plus difficile d'assurer le partage de l'emploi en donnant un emploi à plein temps à une cohorte d'individus différents, dont chacun aurait pu travailler pendant seulement 10 semaines (ce qu'on appelle le comportement du cycle de 10/42). Les changements apportés par le Projet de loi C-17 pourraient bien avoir accéléré le remplacement des schémas traditionnels par un nouveau schéma, selon lequel chaque travailleur travaille pendant un plus grand nombre de semaines pour avoir droit à des périodes de prestations suffisamment longues, mais « partage » avec les autres travailleurs le nombre d'heures travaillées par semaine. L'analyse de M. Van Audenrode (1994) semble indiquer que ce changement serait attribuable à la nouvelle politique introduite par le Projet de loi C-17. Afin de voir si tel est le cas, il sera utile de déterminer l'incidence qu'a sur le comportement le nouveau

système d'assurance-emploi fondé sur les heures, étant donné que la motivation à partager l'emploi en partageant le nombre d'heures de travail par semaine est réduite sous le régime d'assurance-emploi.

Enfin, il est également possible d'examiner l'effet de l'assurance-chômage sur le nombre prévu de semaines travaillées puisque le revenu annuel est le produit du revenu hebdomadaire et du nombre de semaines travaillées. Le tableau 13 compare l'effet du nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage sur la durée d'emploi prévue dans les échantillons de l'EPCC de 1993 et de 1995. Dans les deux échantillonnages, les répondants ayant droit à 50 semaines de prestations sont associés à une plus longue période d'emploi future.Du fait que les coefficients sur les semaines d'admissibilité aux prestations sont devenus plus négatifs dans l'EPCC de 1995, et que la période d'admissibilité aux prestations des répondants est généralement concentrée autour de 50 semaines en 1993 et de 30 semaines en 1995, il y a vraisemblablement eu une autre baisse dans le revenu annuel prévu en 1995 par rapport à 1993, provoquée par une diminution du nombre prévu de semaines travaillées. Il n'est évidemment pas possible de savoir si les changements dans le nombre prévu de semaines de travail (autodéclarées) se sont concrétisés.

Tableau 13
Évolution de l'incidence de l'assurance-chômage sur la durée d'emploi prévue

Ce tableau montre le coefficient associé aux nombres de semaines d'admissibilité aux prestations à partir d'une analyse selon le modèle de Tobit du nombre de semaines de travail que les répondants s'attendent à effectuer au cours de l'année suivante dans leur prochain emploi.

	EPCC 93	EPCC 95
Non admissible aux prestations d'AC :	0,746(4,312)	-16,615 (6,618)
Droit aux prestations d'AC :		
0 à 30 semaines	-6,170 (3,331)	
0 à 19 semaines		-18,756 (7,313)
20 à 29 semaines		-23,047 (6,563)
30 à 39 semaines	-9,746 (3,130)	-16,745 (6,471)
40 à 49 semaines	-5,584 (2,591)	-7,153 (6,562)
50 semaines	0	0

Écarts-types entre parenthèses.

8. Conclusions

L'objectif du présent document était de voir si les réformes prévues par le Projet de loi C-17 ont des effets sur l'emploi à long terme. Il est évident que ce projet de loi a introduit des changements majeurs dans la relation entre les prestations d'assurance-chômage et les caractères durables des nouveaux emplois. À de nombreux égards, ces changements semblent liés à la modification fondamentale de la répartition des semaines de prestations introduite par le Projet de loi C-17. La nature même des effets salariaux de l'assurance-chômage reflète d'une manière étonnante les changements observés dans la répartition des semaines de prestations.

Il est évident que ce projet de loi a introduit des changements majeurs dans la relation entre les prestations d'assurance-chômage et les caractères durables des nouveaux emplois. À de nombreux égards, ces changements semblent liés à la modification fondamentale de la répartition des semaines de prestations introduite par le Projet de loi C-17.

Tout porte à croire que le Projet de loi C-17 a réduit à la fois le nombre d'emplois saisonniers et le pourcentage de travailleurs trouvant un emploi à plein temps. Le premier résultat était un objectif visé par le Projet de loi C-17, alors que le second n'était pas prévu. Il est possible que l'effet sur le nombre d'heures travaillées reflète le fait que les anciens schémas de partage de l'emploi selon lesquels différentes personnes prenaient un emploi à plein temps pour un nombre de semaines déterminée ont été remplacés par des schémas où des travailleurs à temps partiel partagent des emplois pendant la même période.

Globalement, le resserrement des règles relatives aux prestations se traduit par une perte de salaire qui maintient le comportement constant. En particulier, aucune donnée n'indique que les personnes dont la période d'admissibilité aux prestations a été la plus réduite en raison du Projet de loi C-17 ont touché des salaires inférieurs à ceux de la population générale. Le comportement n'était toutefois pas constant et il semble avoir largement compensé les changements touchant les semaines de prestations. L'un des aspects difficiles à analyser de ce changement de comportement est une tendance plus importante à accepter de nouveaux emplois offrant relativement peu d'heures de travail par semaine. On pourrait donc être porté à croire que les travailleurs à la recherche d'un nouvel emploi doivent faire un compromis entre le salaire horaire et le nombre d'heures de travail hebdomadaire. Mais, il est loin d'être évident que la réduction du nombre d'heures travaillées représente réellement une réduction involontaire du temps de travail. La possibilité qu'une forme de partage des heures de travail ait vu le jour est un sujet intéressant qui mérite une étude plus approfondie. Le contrôle ultérieur des réactions aux changements apportés au nouveau programme d'assurance-emploi, comme le passage des semaines aux heures comme base de calcul de l'admissibilité aux prestations procurera un cadre idéal pour examiner cette possibilité.

Bibliographie

Addison, J.T. et P. Portugal (1989), "Job Displacement Relative Wage Changes and Duration of Unemployment" *Journal of Labor Economics*, vol. 7, p. 281-302.

Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode (1995a), « L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi », rapport technique d'évaluation publié par Développement des ressources humaines Canada, 1995.

Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode (1995b), « L'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité de réemploi », rapport d'évaluation technique publié par Développement des ressources humaines Canada, 1995.

Storer, P. et M. Van Audenrode (1995), « Perspectives de réinsertion professionnelle des travailleurs déplacés peu éduqués » in Intégration à l'emploi des personnes défavorisées, Les Publications du Québec, 1995.

Van Audenrode M., "Short Hours Compensation Job Security and Employment Contracts: Evidence from Selected OECD Countries", Journal of Political Economy, vol. 102, nº 1, 1994, p. 76-102.